

**IMPACT DE LA FLUCTUATION MONETAIRE SUR LA CONSOMMATION  
DES BIENS DE PREMIERE NECESSITE DANS LA VILLE DE BUKAVU DE  
2002-2017****Bellytran BARAKA CIHIRE**  
*Université de Kaziba**RD CONGO*

baraka.cihirebelly@gmail.com

**Résumé**

*Notre recherche se fixe l'objectif d'étudier l'impact de la fluctuation monétaire sur la consommation des biens de première nécessité dans la ville de Bukavu de 2002 à 2017. Par la suite de nos traitements des données, nous sommes arrivés au résultat selon lequel, toute chose restante égale par ailleurs, toute augmentation du taux de change de 1% entraîne une diminution de 0.68% du pouvoir d'achat des ménages et, ainsi, impacte négativement la consommation des ménages de la ville de Bukavu en biens de première nécessité.*

**Mots clés :** monnaie, consommation, prix, taux de change

**Abstract**

*Our research sets itself the objective of studying the impact of monetary fluctuation on the consumption of basic necessities in the city of Bukavu from 2002 to 2017. As a result of our data processing, we arrived at the result that any increase in the exchange rate without a direct counterparty simultaneously reduces the purchasing power of households and increases the cost of living for households in the city of Bukavu.*

**Keywords:** currency, consumption, price, exchange rate

**Classification JEL :** D4

**Introduction**

Dans toutes les économies du monde, la monnaie joue un rôle de premier plan et elle est au centre de la préoccupation de l'autorité monétaire qui met sur pied des politiques et stratégies pour faire face aux différentes dépenses et au financement des activités économiques. Jusqu'aux années 1970, l'approche théorique la plus répandue fait reposer l'explication des mouvements cambiaux sur la situation des balances commerciales ou des balances courantes. De ce fait, la dynamique de la fluctuation monétaire dépend principalement de l'état du solde des échanges extérieurs, lui-même relié au niveau de la demande interne, des échanges

commerciaux et des taux d'intérêt. Cela concrétise un fait classant les pays à monnaie faible qui sont ceux dont la balance courante a tendance à être déficitaire. Systématiquement les pays à monnaie forte ont un solde extérieur positif (Dominique PLIHON, 2006).

Après l'optimisme d'une croissance sans fin, nos sociétés connaissent depuis un demi-siècle le désarroi d'une crise permanente. La crise semble être devenue plus qu'un moment récurrent et on constate que la crise liée par la fluctuation monétaire ne touche pas seulement nos économies et nos sociétés mais elle rend également caducs les schémas d'interprétation et inefficaces les politiques économiques (Michel M., 2011).

Aujourd'hui, les opérations qui étaient impossibles par la monnaie unique sont devenues possibles grâce à la méthode de taux de change qui facilite la confrontation des différentes monnaies. Avec cette nouvelle option, les échanges n'ont pas atteint la perfection car certains pays ont tendance à être strictement créanciers et d'autres débiteurs par le fait même de l'inégalité dans la conversion des monnaies aux marchés des changes. L'instabilité accrue du taux de change à l'intérieur de pays s'accompagne d'un ralentissement de la croissance économique telle que mesurée par des échanges internationaux (Jean-Paul FITOUSSI et al, 1988).

Et souvent, les échanges commerciaux entre pays impliquent des échanges d'espèces monétaires ou plus couramment, des échanges des dépôts bancaires libellés en différentes monnaies et cela se déroule notamment sur le marché des changes. Les opérations réalisées sur ce marché déterminent le taux auquel s'échangent ces monnaies entre elles. En effet, le taux de change aide aussi la circulation régulière des monnaies, d'effets de commerce, de base aux transactions mobilières, enfin, le coût d'achat des biens et services ou d'actifs financiers étrangers (MISHKIN F., 2007).

Cependant, dans le contexte congolais, la recherche du bien-être par le truchement de la politique monétaire pose problème eu égard d'une part, aux objectifs assignés officiellement à la politique monétaire, consistant à assurer le financement du développement économique du pays et à promouvoir la stabilité des prix intérieurs ainsi que le maintien de l'équilibre des paiements extérieurs, et d'autre part à la détérioration de la situation socio-économique de la population de la République Démocratique du Congo au cours de ces dernières années (KABUYA K. et al, 1980).

Le franc congolais (CDF) continue à perdre de la valeur face au dollar américain (USD). Le pays reste très dépendant des importations des produits de première nécessité : alimentaires et pharmaceutiques (DFAE, 2016).

La parité CDF/USD s'est établie à 372.5 le dollar contre 282.1 à la fin décembre 2002. Malgré une dépréciation de 36.84% contre une dépréciation de 32.045%. En 2004, une légère dépréciation s'observe, 7.49% avant de se déprécier une fois de plus en 2005 à 8.47%. Le taux de change du franc congolais par rapport au dollar Américain s'est établi respectivement à 400.39 CDF et 434.3 CDF. En 2006, le taux de change qui était de 434.3 CDF passe à 515.9 CDF soit une dépréciation de 18.79%. En 2007, la tendance a été renversée en enregistrant une appréciation de 2.52% grâce à une diminution du taux de change par rapport à la période précédente, qui a atteint précisément 502.9. Pour les années 2008, 2009, 2010 et 2011, le taux de change est passé respectivement à 649.3 CDF, 809.66 CDF, 905.91 CDF et 912.9 CDF. En

2012 et 2013, le CDF s'est respectivement apprécié sur le marché de change de l'ordre de 0.04% et 0.03% en passant de 919.90 à 919.60. Le CDF a par ailleurs connu une dépréciation de 0.61% en 2014 par rapport à 2013 ; le CDF a augmenté un peu de valeur en 2015 par rapport à 2014 en passant de 925.17 CDF à 925.57 CDF. Une forte fluctuation du taux de change va ensuite se manifester en 2016 et 2017 en passant de 925.57 CDF en 2015 à 1010.38 CDF, de 1010.38 CDF en 2016 à 1484.62 CDF en 2017 (Rapport BCC, 2001-2017)

On remarque que la fluctuation monétaire en République Démocratique du Congo a en moyenne une tendance à la hausse.

Ainsi, ce travail se fixe l'objectif d'analyser l'impact de la fluctuation monétaire sur la consommation des biens de première nécessité dans la ville de Bukavu.

Anticipativement, nous présumons que la fluctuation monétaire affecterait négativement la consommation des biens de première nécessité dans la ville de Bukavu.

## **1. Matériels et méthodes**

### ***1.1. Analyse des données***

Les données à utiliser dans ce présent travail seront des données secondaires et couvrent la période allant de 2002 à 2017. Il s'agit des données recueillies à la Banque Centrale du Congo et à l'Institut National des Statistiques (INS). Nous avons consulté leurs différents rapports et condensés statistiques ainsi que des données dans leurs sites web.

### ***1.2. Présentation des variables***

Afin d'arriver à des résultats, nous avons choisi les dépenses de consommation finale des ménages de la ville de Bukavu comme variable dépendante afin que les résultats s'adaptent au niveau des ménages. Cette consommation est motivée par le besoin qu'un individu cherche à satisfaire, à l'aide d'un bien ou d'un service prévu à cet effet.

Pour le cas de notre modèle, la variable expliquée ou dépendante est « **Les dépenses de Consommation finale des ménages** » abrégée par « COM », qui est une variable est quantitative.

Dans la grille de codification, cette variable a pris le montant en francs congolais des dépenses de consommation finale des ménages.

Pour ce qui concerne les variables explicatives, 3 variables ont été retenues : le revenu des ménages, le taux de change et l'indice de prix à la consommation.

<b>Variables</b>	<b>Brève description</b>	<b>Signe attendu</b>	<b>Hypothèse</b>
<i>Le revenu disponible des ménages</i> (REV)	Il s'agit du revenu global dont les ménages disposent en intégrant la politique de redistribution des revenus. Il détermine le pouvoir d'achat des ménages et permet d'établir un lien entre le niveau de revenu et la consommation.	Nous sommes indécis quant au signe attendu entre les dépenses de consommation finale des ménages et le revenu.	H1 : La COM serait positivement ou négativement liée au revenu.
<i>Le taux de change</i> (TC)	La fluctuation du taux de change conduit à la fluctuation des prix soit à la hausse soit à la baisse (Balcombe, 2009, P25).	Nous nous attendons à un signe positif entre le taux de change et la COM.	H2 : La COM serait positivement ou négativement liée au taux de change.
<i>L'indice de prix à la consommation</i> (IPC)	Il s'agit de mesurer les variations enregistrées par le panier observé, traduisant ainsi la variation du coût de la vie pour les consommateurs.	Nous attendons un signe négatif entre les dépenses de consommation finale de ménage et l'IPC.	H3 : La COM serait négativement liée à l'indice de prix à la consommation

### 1.3. Spécification du modèle

Le ratio des variables expliquées sur la consommation est introduit dans un premier temps dans une équation de consommation pour capter l'impact de la fluctuation monétaire sur la consommation des biens de première nécessité. Il est possible de faire apparaître le test de causalité de Granger (1969) tel que démontré par Engle et Granger (1987) sur le modèle qui vérifie le lien entre les variables (Michel L, 2008).

#### a) Stationnarité des variables

Les données étant temporelles, il est primordial qu'elles conservent une moyenne constante dans le temps. Le concept de stationnarité doit être vérifié pour chacune des séries afin d'éviter des régressions fallacieuses pour lesquelles les résultats pourraient être « significatifs » en apparence, alors qu'ils ne le sont pas en réalité.

Afin d'examiner la stationnarité de nos séries, le test de Dickey-Fuller augmenté : ADF (*AUGMENTED DICKEY FULLER*) est mis en œuvre pour vérifier si les variables conservent une distribution avec une espérance et une variance constantes dans le temps. Une série chronologique est dite stationnaire si elle est la réalisation d'un processus stationnaire, c'est-à-dire ne comportant ni tendance, ni saisonnalité, elle se caractérise par une moyenne et une variance constante et généralement aucune caractéristique évoluant avec le temps. Cette étude de stationnarité s'effectue essentiellement à l'aide de l'étude des fonctions d'autocorrélation et des tests de racine unité qui permettent, pour la première, de détecter si le processus

stochastique est affecté d'une tendance ou d'une saisonnalité et, pour le second, d'apporter des éléments de réponses sur le type de non stationnarité de la série.

En pratique les tests de racine unitaire reposent sur la modélisation d'une série par un processus AR(p) :

$$Y_t = \sum_{i=1}^p \beta^i X_{t-1} + \varepsilon_t(1)$$

Où  $\varepsilon_t$  est un bruit blanc (terme d'erreur) ;  $Y_t$  est une variable expliquée au temps  $t$ ,  $\rho^i$  est un vecteur non nul,  $X$  une variable explicative.

Si en régressant l'équation (1) ci-dessus, on trouve que les variables explicatives sont statistiquement égales à 1, on dira que  $Y_t$  possède une racine unitaire ; elle est alors non stationnaire. Le cas le plus simple est celui d'une marche aléatoire :  $\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + \varepsilon_t$

$$Y_t = \rho X_{t-1} + \varepsilon_t(2)$$

Du modèle (1), si nous soustrayons les deux membres par  $Y_{t-1}$ , nous aurons :

$$Y_t - Y_{t-1} = \rho Y_{t-1} - Y_{t-1} + \varepsilon_t \Rightarrow \Delta Y_t = (\rho - 1)Y_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + \varepsilon_t$$

Où :  $\delta = \rho - 1$  et  $\Delta =$  la différence première de  $Y_t$

Dans la pratique, au lieu d'estimer le modèle (1) on estime le modèle (2) où le test ADF repose sur deux hypothèses :

- $\delta = 0$  ou  $\rho = 1$  : (H0) : la série est non stationnaire ; contre l'hypothèse alternative
- $\delta \neq 0$  ou  $\rho < 1$  : (H1) : la série est stationnaire.

Si nous testons la stationnarité d'une série, dans laquelle nous incluons sa tendance et sa constante, par le test Dickey-Fuller Augmenté (ADF) à partir du modèle (2) qui permet de prendre en compte l'auto corrélation possible de la série différenciée via une correction utilisant ses valeurs retardées, nous aurons :

$$\Delta Y_t = \varphi_0 + \varphi_1 t + \delta Y_{t-1} + (x + a)^n = \sum_{i=1}^n Y_i \Delta Y_{t-1} + \varepsilon_t.$$

### b) Tests de cointégration

Depuis près d'un demi-siècle, il a été démontré que la non stationnarité semble être le groupe des séries macroéconomiques et financières depuis les travaux de Granger (1966) et Nelson et Plosser (1982). En effet, des nombreuses séries sont, ou du moins, apparaissent être intégrées d'ordre 1. Pour en prendre compte, la tendance habituelle est d'utiliser les différences premières et de ce fait, régresser les variables stationnarités (TOGBA Y.B. et TSASA VANGU J. 2013, p 36).

L'économétrie des séries non stationnaires a connu de nombreux développements à travers notamment la théorie de la cointégration, proposée par Granger et Weiss (1983) et développée par Granger et Engel (1987) et plus modestement par Johansen (1988).

L'intérêt croissant de ce concept réside dans le fait qu'il autorise l'estimation et les tests de relations d'équilibre de long terme être les variables. Ce test sert à vérifier si :

- Les variables du vecteur sont toutes les composantes soit  $X_1$  à  $X_n$  et
- S'il existe un vecteur  $\beta$  non nul tel que :  $Y = \hat{\beta} X_t + \mu_t > 0$ ,

Le vecteur  $\beta$  est dit vecteur cointégré. Cela signifie qu'il existe une causalité à la Granger. (Le test de causalité conduit sur la différence première de la variable indique, qu'au seuil de 5%, il existe une relation de causalité unidirectionnelle d'une variable budgétaire sur la croissance économique ; cela signifie que connaître les valeurs passées et présentes des variables financières permet de mieux prédire les valeurs futures de la croissance économique.).

Deux séries non stationnaires ( $Y_t \sim I(1)$  et  $X_t \sim I(1)$ ) sont dites cointégrées si on a :  
 $Y_t - aX_t - b = \varepsilon_t \sim I(0)$ , les séries  $X_t$  et  $Y_t$  sont alors notées  $X_t, Y_t \sim CI(1,1)$ .

De manière générale, si  $X_t$  et  $Y_t$  sont deux séries  $I(d)$ , alors il est possible que la combinaison linéaire  $\varepsilon_t = Y_t - aX_t - b$  ne soit pas  $I(d)$  mais  $I(d-b)$  où  $b$  est un entier positif ( $0 < b \leq d$ ).

Le vecteur  $(1-a-b)$  est appelé « vecteur de cointégration ». Les séries sont alors cointégrées [ $X_t, Y_t \sim CI(d, b)$ ]

*Conditions de Co intégration :*

Deux séries  $X_t$  et  $Y_t$  sont dites cointégrées si les deux conditions suivantes sont vérifiées :

1. Elles sont intégrées d'ordre  $d$  ;
2. La combinaison de ces 2 séries permet de se ramener à une série d'ordre d'intégration inférieur.

### c) Estimation à correction d'erreurs (MVCE)

Le théorème de représentation de Granger postule que les séries temporelles cointégrées impliquent l'existence d'un mécanisme à correction d'erreur qui empêche les variables de trop s'écarter de leur équilibre à long terme.

Le modèle à correction d'erreur permet de décrire la variation d'un processus  $X_t$  autour de sa tendance de long terme en fonction d'un ensemble de facteurs exogènes stationnaires  $Z_t$  de la variation de  $X_{1,t-1}$  et de  $X_{2,t}$  autour de leur tendance de long terme, et de la correction d'erreur  $X_{1,t-1} - aX_{2,t-1}$ , qui est l'erreur d'équilibre dans le modèle de cointégration.

Proportionnellement à l'équation :

$$Y = \beta + \sum_{i=1}^p \hat{\beta}_i x_t + \varepsilon_t$$

Le modèle à correction d'erreur décrit un processus d'ajustement. Il combine deux types de variables : les variables en différence première (stationnaires qui représentent les fluctuations de court terme) ; des variables à niveau. En conséquence tous les termes intervenant dans un MVCE sont stationnaires.

Le MVCE permet de modéliser conjointement les dynamiques de court terme (représentées par les variables en différence première) et de long terme (représentées par les variables stationnaires à niveau) :

- La dynamique de court terme s'écrit :  $Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 Y_{t-1} + \alpha_2 X_t + \alpha_3 X_{t-1} + V_t$
- La dynamique de long terme s'exprime de la manière suivante :  $Y_t = aX_t + b + \varepsilon_t$

De ce fait notre modèle s'écrit de la façon suivante :

$$COM = \beta_0 + \beta_1 REV + \beta_2 TC + \beta_3 IPC + \beta_4 REV_{t-1} + \beta_5 TC_{t-1} + \beta_6 IPC_{t-1} + \varepsilon_t$$

Où :

COM= les dépenses de consommation des ménages de la ville de Bukavu

- REV= le revenu des ménages
- TC= le taux de change
- IPC= L'indice de prix à la consommation (prix de détail des biens de premières nécessités consommés par les ménages de la ville de Bukavu)
- $\beta_1, \beta_4$  = les coefficients de régression des variables indépendantes
- $\varepsilon_t$  = le terme d'erreur

L'indépendance de chaque variable représentée par le coefficient de régression  $\beta$  (1, ...) va montrer dans quel sens chacune de ces variables va intervenir dans l'explication de la relation causale entre la fluctuation monétaire et la consommation des biens de première nécessité.

Ce modèle peut prendre une forme empirique simplifiée qui est :

$$COM = \beta_0 + \sum \beta_1 X_t + \varepsilon_t$$

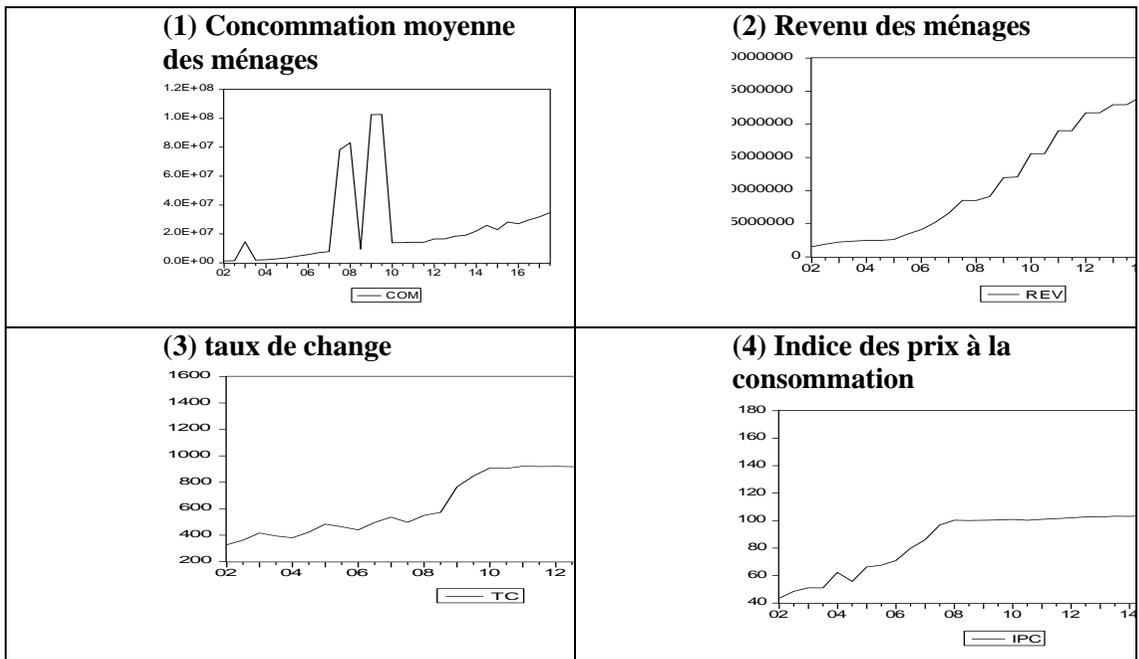
Le modèle économétrique à estimer permettant de tester l'impact de la fluctuation monétaire en utilisant une approche empirique basée sur l'utilisation du modèle VECM (*Vector Error Correction Model*) qui examine la relation à court terme et à long terme entre les variables temporelles et l'application de causalité à la Engle-Granger (1987) et la procédure de cointégration de Johansen (1988) en a fait notre attache.

Particulièrement, nous sommes partis par l'application du modèle vectoriel à correction d'erreurs (MVCE) utilisé par Ghislain Wilfrid BOUN & Gbègni ALLIDASSIBATO BEFFY, BONNET et Al (2003) respectivement dans l'analyse des déterminants de la consommation des ménages au Bénin et l'incidence de la dépréciation de la monnaie sur la consommation des ménages et dont les résultats ont été satisfaisants.

## 2. Résultats

## 2.1. Présentation des données

Graphiques 1 à 4



Il sied de rappeler que la consommation désigne l'acte par lequel l'homme use des biens pour satisfaire ses besoins. Mais aussi que le revenu confère aux agents économiques, surtout aux ménages, le pouvoir d'achat de biens et services. Nous remarquons à travers le graphique 1, une fluctuation du niveau de la consommation finale des biens et services des ménages dans la ville de Bukavu et une évolution positive des revenus des ménages dans la ville de Bukavu d'une année à une autre. Ces revenus sont aux prix courants en Millions des Francs Congolais. Les revenus de la ville de Bukavu évoluent en escalier dont les niveaux deviennent de plus en plus élevés, surtout à partir du premier semestre de l'année 2009, comme nous pouvons le visualiser dans ce graphique 2.

Le graphique 3 reprend le rapport du taux de change du dollar américain par rapport aux francs congolais pendant les années en études. La Banque Centrale publie chaque jour le taux de change des CDF par rapport aux différentes devises. Ce graphique prouve à suffisance la fluctuation du taux de change. Les statistiques montrent une fluctuation rapprochée du taux de change depuis le premier semestre de l'année 2002 jusqu'au deuxième semestre de 200. Cette fluctuation va accroître de façon forte depuis 2009 jusqu'à la moitié de l'année 2016. Le niveau du taux de change va accroître de façon plus forte vers la fin de 2016 et beaucoup plus forte vers la fin de 2017, ce qui peut engendrer des fluctuations des prix sur le marché. Cela étant, nous osons croire que le caractère extraverti de l'économie de la RDC serait la cause principale de ces mouvements vu que les effets du commerce international pèsent sur notre économie.

Le graphique (4) retrace l'évolution de l'indice de prix à la consommation dans la ville de Bukavu. Ces indices sont calculés hebdomadairement par la Banque Centrale ; ils sont issus des prix à la consommation des biens de première nécessité récoltés dans différents marchés de Bukavu dont le plus souvent le grand marché de Kadutu, celui de Nyawera (ou de Feu-rouge) et de Bagira.

Ainsi, il est à constater, à travers ce graphique, une évolution croissante du niveau général des prix des biens de première nécessité dans la ville de Bukavu. Nous estimons que cela pourrait être dû à une fluctuation des francs congolais face aux devises étrangères, une fluctuation s'orientant vers une dévaluation graduelle, ce qui va nous pousser à comparer la relation entre francs congolais et dollars américains.

## 2.2. Analyse économétrique des données : VECM

### 2.2.1. Étude de la stationnarité des variables

L'analyse de la stationnarité nous permet de déterminer l'ordre d'intégration, si la variable est stationnaire en niveau, c'est-à-dire son ordre d'intégration est zéro ; et si la variable admet une stationnarité en différence, c'est-à-dire l'ordre d'intégration peut aller de 1 à n.

Ainsi, les hypothèses du test ADF sont les suivantes :

- Si ADF Test Statistic > Valeur critique, on accepte H0 : la série est non stationnaire ;
- Si ADF Test Statistic < valeur critique, on accepte H1 : la série est stationnaire

Tableau 2 : Test de stationnarité ADF des variables

Variables	En niveau		En différence 1 <sup>ère</sup>		Décision d'intégration
	Test ADF	Valeur critique (5%)	Test ADF	Valeur critique (5%)	
<b>COM</b>	-1.061401	-2.539766	-5.013622	-1.670641	I (1)
<b>REV</b>	-2.906549	-3.076314	-4.477205	-1.871010	I (1)
<b>TC</b>	-1.240687	-3.955634	-5.001909	-1.971659	I (1)
<b>IPC</b>	-3.092510	-2.909345	-3.760086	-1.051019	I (0)

Source : nos données sous EvIEWS 3.1.

Il sied de signaler que le test ADF effectué sur ces séries, la plupart d'entre-elles nous permet d'accepter l'hypothèse nulle de non stationnarité (H0) à niveau au seuil de 0.05 mais stationnaires en différence première en occurrence de la consommation, (COM), de revenu (REV), du taux de change (TC), et l'indice de prix à la consommation (IPC). Cependant, elles

sont stationnaires en différence première, ce qui permet de les intégrer dans le premier ordre (I). Par contre, la variable indice de prix à la consommation (IPC) permet d'affirmer l'hypothèse non nulle (H1) au seuil de 5% car elle est stationnaire à niveau, cela signifie que son ordre d'intégration est zéro.

### 2.2.2. Test de cointégration de JOHANSEN

L'étude de la cointégration permet de tester l'existence d'une relation stable de long terme entre les variables. Il n'a de signification que sur des séries non stationnaires à niveau et qui sont intégrées entre autres dans le même ordre.

*Tableau 3 : Test de cointégration de Johansen*

<b>Series: COM REV TC IPC</b>				
<b>Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)</b>				
<b>Hypothesized</b>	Eigenvalue	Trace	0.05	Prob.**
<b>No. of CE(s)</b>		Statistic	Critical Value	
<b>None *</b>	0.797212	79.47971	47.21	0.0359
<b>Atmost 1</b>	0.551181	28.61188	29.68	0.1863
<b>Atmost 2</b>	0.218004	7.577835	15.41	0.4621
<b>Atmost 3</b>	0.006667	0.200671	3.76	0.8001

Source : nos analyses à l'aide d'Eviews 3.1.

Les résultats du tableau ci-haut relatifs au test de cointégration de JOHANSEN montrent l'existence d'une Cointégration car, l'hypothèse nulle mettant en cause l'absence d'une relation de cointégration n'est rejetée qu'au seuil de 5%, ( $79.47 > 47.21$ ). Par la suite, l'hypothèse nulle selon laquelle il y a existence d'une relation de cointégration entre les variables est maintenue car elle traduit l'infériorité d'une statistique de la trace par rapport à la valeur tabulaire ou encore lorsque la probabilité associée est supérieure au seuil de 0,05 ( $28.61 < 29.68$ ).

Ainsi, le test de Johansen proposant les estimations de la vraisemblance maximum en testant la cointégration des séries matérialise un test de rang de cette cointégration. Cela étant et comme la cointégration de nos séries est du premier ordre (rang), nous affirmons donc la cointégration des variables pour notre modèle, autrement dit nos variables évoluent similairement à long terme.

### 2.2.3. Test d'hétéroscedasticité

*Tableau 4 : White Heteroskedasticity Test*

:				
F-statistic	149.6811	Probability		0.000000
Obs*R-squared	31.48580	Probability		0.000244

Source : notre confection avec Eviews 3.1

A cet effet, il régresse le carré de résidus en fonction des carrés des variables du modèle. La décision du test est basée sur la statistique de Fisher du modèle estimé. La statistique de White est mise en œuvre de la manière suivante : sous l'hypothèse nulle, tous les coefficients de la régression des carrés des résidus sont nuls, en d'autres termes les variables du modèle n'expliquent pas la variance des termes d'erreurs. Elle recourt à la statistique du Multiplicateur de Lagrange ( $W$ ), qui est distribué comme un khi carré à  $p = 2k$  degré de liberté (avec  $k$  le nombre des coefficients estimés, hormis le terme constant). L'hypothèse d'homoscédasticité des erreurs est rejetée si  $W = n \cdot R^2$  est supérieur à  $X^2(p)$  lu dans la table au seuil de 10 % ou si la probabilité affichée est supérieure à 5%.

Cependant ; il est évident de constater à partir du tableau ci-haut que  $W = 31.48$  ;  $p = 2k = 2 \cdot 4 = 8$ .

En comparant  $W = 31.48$  à  $X^2(8)$  lu dans la table de khi carré à 10%. On constate que  $8.66 < 31.48$ .

Nous sommes dans ce cas amenés à accepter l'hypothèse nulle, le modèle est donc homoscédasticité. D'où il est nécessaire pour la suite de considérer les variances des variables explicatives comme étant robuste.

#### 2.2.4. Estimation du modèle à correction d'erreurs

Le théorème de représentation de Engle et Granger (1987) démontre que les séries non stationnaires, en particulier celles qui possèdent une racine unitaire, doivent être représentées sous forme de modèle à correction d'erreurs si elles sont cointégrées.

#### **Estimation à corrections des Erreurs**

Ce modèle est une forme particulière des modèles autorégressifs à retard échelon. À l'instar du modèle d'ajustement, le coefficient du terme d'erreur n'est pertinent que lorsqu'il est significatif et compris entre -1 et 0.

Tableau 5 : Résultats de l'estimation

Dependent Variable : COM				
Method: Least Squares				
Date: 07/19/18 Time: 04:34				
Sample: 2002:1 2017:2				
Included observations : 32				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-6.985613	5.46E+13	-1.278431	0.2128
REV	0.063474	35748.93	-0.013462	0.0027
TC	3.049010	6.08E+10	0.499435	0.6218
IPC	1.469012	1.32E+12	1.110653	0.2773
COM (-1)	0.431331	2.21E+01	1.765001	0.0031
REV (-1)	0.010047	4.23E-06	0.126917	0.0000
TC (-1)	-0.682437	379825.0	-0.502403	0.0098
IPC (-1)	-6.666091	6.06E+09	-1.098963	0.2823
R-squared	0.676722	Meandependent var		2.36E+13
Adjusted R-squared	0.516335	S.D. dependent var		3.57E+13
S.E. of regression	3.55E+13	Akaike info criterion		65.42700
Sumsquaredresid	3.14E+28	Schwarz criterion		65.74763
Log likelihood	-1039.832	F-statistic		3.085800
Durbin-Watson stat	0.984271	Prob(F-statistic)		0.397676

Source : nos données à partir d'Eviews 3.1

L'estimation du modèle à correction d'erreurs montre que seul le revenu (REV) est significatif à court terme.

A long terme, nous observons que la consommation, variable expliquée (COM), le revenu (REV), le taux de change (TC) sont significatifs de notre modèle. Les autres variables ne sont pas significatives du fait qu'elles représentent une probabilité supérieure au seuil de 5%.

Le pouvoir explicatif du modèle est fort avec un coefficient de détermination corrigé de 0.516335, cela signifie que 51.63 % seulement des variations de consommation sont expliquées par les variables indépendantes du modèle, témoignant une forte liaison. Cependant, notre modèle est bien spécifié car la probabilité de la statistique F de Fisher (0.397676) est inférieure au seuil de 0.01 (2.576).

Le coefficient de correction associé à la force de rappel COM (-1) est positif et significatif (0.431331). Il existe donc bien un mécanisme à correction d'erreur : à long terme, les déséquilibres entre le revenu et la consommation se compensent.

Le retour à l'équilibre (force de rappel) en cas des perturbations de la consommation dû par le taux de change ou le revenu dans la ville de Bukavu peut en demeurer comme suit :

$$1/0.431331 = 2\text{ans et } 3\text{ mois.}$$

*Ainsi, toute chose restante égale par ailleurs, toute augmentation de 1% de taux de change entraine simultanément une diminution de 0.68% de la consommation des ménages et dont impacte négativement la consommation des ménages de la ville de Bukavu en biens de première nécessité dans deux ans et 3 mois. De plus, le modèle démontre que toute augmentation du revenu de 1% entraine une augmentation de la consommation de 0.06%.*

**La variable taux de change** influence négativement la consommation finale des ménages en biens de première nécessité. Cela veut dire que la consommation des ménages diminue avec l'augmentation du taux de change et vice versa. Cette variable est significative au seuil de signification de 1%. Ce qui veut dire qu'à un pourcent de se tromper, la variable taux de change influence négativement les dépenses de consommation finale des ménages.

Le taux de change exerce un impact négatif sur les dépenses de consommation finale des ménages. Cette variable est significative au seuil de 5%.

Ces résultats s'écartent largement de Bertin NGEREZA CIZUNGU (2010) et Valère OMWAMI (2011), qui ont mené respectivement leurs études sur l'analyse des effets de la dépréciation du Franc Congolais sur les activités de petites et moyennes entreprises de Bukavu : cas des savonneries de Bukavu » et « Relation entre le taux de change et les prix relatifs des biens échangeables en RDC de 1992 à 2009 ». Le premier chercheur a abouti aux résultats selon lesquels sur le 100% (22) de savonneries que comptaient cette ville, 23,5% (7) de celles-ci sont tombés en faillite. Sur 100% de la production et vente, moyenne mensuelle, il y a eu une baisse de 47,7% de la production et vente moyenne mensuelle et dont celles-ci à la diminution de 47,7% du chiffre d'affaires mensuel ; tout ceci à cause de la dépréciation du Franc Congolais. Le deuxième chercheur a abouti aux résultats selon lesquels la variation du taux de change n'explique pas celle du prix de diamant. Aussi, si la Banque Centrale n'a pas une politique monétaire efficace, il y aura toujours une fluctuation non contrôlée du taux de change.

**La variable revenu** influence positivement la consommation finale des ménages. Cela veut dire que lorsque le revenu augmente, la consommation des ménages de Bukavu augmente aussi. Toute chose restante égale par ailleurs, lorsque le revenu diminue, la consommation diminue aussi. Cette variable est significative au seuil de signification de 1%.

Le revenu exerce un impact positif sur les dépenses de consommation finale des ménages. Ce résultat est infirmé par rapport aux signes attendus. Elle est significative au seuil de 5%.

Ces résultats ne s'écartent pas avec la théorie de Keynes qui stipule que la consommation est fonction du revenu. Et que lorsque le revenu augmente la consommation augmente aussi.

## Conclusion

La préoccupation majeure de ce travail était d'évaluer l'impact de la fluctuation monétaire sur la consommation des biens de première nécessité dans la ville de Bukavu de 2002 à 2017.

A priori, nous avons émis l'hypothèse selon laquelle la fluctuation monétaire affecterait négativement la consommation des biens de première nécessité dans la ville de Bukavu.

Après analyse et interprétation des résultats de l'estimation obtenus grâce au logiciel Eviews 3.1 par la méthode MVCE, nous sommes arrivés à déterminer les variables retenues par le modèle de régression et qui ont un effet négatif sur la consommation des biens de première nécessité. De toutes les trois variables, deux influencent significativement la fluctuation monétaire sur la consommation des biens de première nécessité, dont le revenu qui influence la variable endogène à long terme et à court terme ainsi que le taux de change. Cela se justifie par le fait que les variables seules ont donné des résultats satisfaisants avec une probabilité inférieure au seuil de signification de 0.01.

A travers les résultats, nous remarquons que globalement le modèle est significatif. Les variables explicatives prises ensemble expliquent à 67.67% la variance de la variable dépendante.

Ainsi, toute chose restante égale par ailleurs, toute augmentation du taux de change de 1% entraîne une diminution de 0.68% de la consommation des ménages et ainsi, impacte négativement la consommation des biens de première nécessité dans la ville de Bukavu. Ce qui nous amène à affirmer notre hypothèse selon laquelle la fluctuation monétaire influencerait négativement la consommation des biens de première nécessité.

## Bibliographie

- Bourbonnais R. ; *Econométrie*, Dunod, Paris, 1998
- Bulletin d'Information statistiques BCC 2012, 2015 et 2016
- Célestin MADINDA, « impact des fluctuations de l'indice des prix sur la consommation des ménages à Bukavu », 2016
- Condensés d'information statistique INS 2008 et 2016
- Département fédéral des affaires étrangères DFAE, Rapport économique annuel 2016, P2
- Dominique PLIHON, La monnaie et ses mécanismes, 4<sup>ème</sup> édition La Découverte, Paris 2000
- Dominique PLIHON, les taux de change, ed. la Découverte, Paris 2006
- FITOUSSI Jean-Paul et ali : Monnaie, structure et inflation, édition Economica, Paris
- Joseph JDESAM MALU MBALA, L'incidence du taux de change sur la consommation des ménages Kinois de 1999 à 2009, Université William Booth RDC - Licence en économie monétaire et internationale 2010, *inédit*
- Michelle DE MOURGUES, Macroéconomie monétaire, édition Economica, 15/01/2000
- MISHKIN F., Monnaie, Banques et Marché financier, éd. Nouveaux, Horizons, Paris, 2007
- OMWAMI Valère, Relation entre le taux de change et les prix relatifs des biens échangeables en RDC de 1992 à 2009, Université de Kisangani - Licence 2011
- Présidence de la république, Journal officiel de la République démocratique du Congo, numéro spécial, Kinshasa, 2002, p.57
- Rapport BCC de 2005, 2006, 2007, 2008, 2012, 2015 et 2016

- Rapport des activités économiques BCC Bukavu 2004, 2006, 2007 et 2012
- TOGBA Y.B. et TSASA VANGU J. : cointégration et correction d'erreur, 2013.