

## Les déterminants de l'inflation dans la zone CEMAC : le rôle de la finance informelle

Richelmy **ETENDINO NKOMBE**

Doctorant au Laboratoire d'Economie Appliquée (L. E. A) de l'Université Omar Bongo

(Libreville/Gabon) - [richelmy.85@gmail.com](mailto:richelmy.85@gmail.com)

### Résumé

**Objectif :** Cet article a pour objectif d'identifier les déterminants de l'inflation dans les pays de la Communauté Economique et Monétaire de l'Afrique Centrale (CEMAC) en s'intéressant au rôle de la finance informelle.

**Méthodologie :** Nous recourons à une modélisation en panel en utilisant l'estimateur PMG sur la période 2000-2020.

**Résultat :** Les résultats montrent que la finance informelle exerce une influence négative sur l'inflation à long terme et non à court terme dans les pays de la CEMAC. Il importe de prendre en compte un tel secteur afin de statuer sur l'opportunité de l'intégrer dans les stratégies de la BEAC pour maintenir la stabilité des prix dans la CEMAC.

**Originalité de l'article :** L'originalité de l'article réside dans la proposition d'un indicateur qui permet de mesurer la liquidité du secteur informel et de vérifier ses effets sur l'inflation dans les pays membres de la CEMAC.

**Mots-clés :** inflation, finance informelle, monnaie fiduciaire, spread d'intérêt, CEMAC.

## The determinants of inflation in the CEMAC zone: the role of informal finance

### Abstract

**Purpose:** The purpose of this paper is to identify the determinants of inflation in the countries of the Central African Monetary Union (CEMAC) by focusing on the role of informal finance.

**Methodology:** We use dynamic panel modeling with the PMG estimator over the period 2000-2020.

**Result:** We find that informal finance has an influence on inflation in the long run and not in the short run in all countries of the union. It is important to consider such a sector to decide on the advisability of integrating it into the strategies of the BEAC to maintain price stability in the ECMCA.

**Originality:** The originality of the article lies in the proposal of an indicator that allows to measure the liquidity of the informal sector and to verify its effects on inflation in the member countries of a monetary union composed of developing countries such as the ECMCA.

**Keywords :** inflation, informal finance, fiduciary money, interest rate spread, ECMCA.

**Codes JEL :** C23, E26, E31, E51, E52, E58

## Introduction

Le consensus des années 1980 a fait de la stabilité des prix le principal objectif de la politique monétaire. Dans ce nouveau contexte, la politique monétaire est confiée à une banque centrale indépendante dont l'objet consiste à s'attaquer à la racine du problème de l'inflation (Chockri et Frikha, 2011). Un tel choix suppose alors d'accorder une attention particulière aux différentes sources de l'inflation, car il serait vain pour une banque centrale de chercher à stabiliser les prix sur lesquels elle n'a aucune, ou très peu d'influence (Nguyen et al. 2015).

Les débats relatifs aux déterminants de l'inflation ont conduit tout d'abord à s'intéresser aux sources monétaires. En effet, la conjoncture économique des années 1970 fait s'effondrer les idées keynésiennes au profit du développement des théories monétaristes dont l'essence tire ses fondements de la théorie quantitative de la monnaie. Dans ce cadre, on considère que l'inflation est un phénomène purement monétaire. Ainsi, à long terme, la banque centrale pourrait stabiliser les prix à travers le contrôle des agrégats monétaires (Friedman, 1968 ; Ftiti, 2010).

Vers le milieu des années 1970, le problème de l'inflation a connu un renouvellement théorique dont la courbe de Phillips a constitué le point de départ. Cependant, l'inflation observée dans plusieurs pays a soulevé des doutes quant à la possibilité de la courbe de Phillips traditionnelle de pouvoir expliquer l'inflation. Celle-ci a par la suite été augmentée des anticipations (adaptative et rationnelle).

Mais depuis le rapport du Bureau International du Travail (1972) sur le Kenya, on a reconnu l'existence d'un secteur informel de l'économie qui ne fonctionne pas selon les normes et les mécanismes formels dans les pays en développement (Lelart, 2006). Dans ce dualisme économique coexiste la finance formelle et informelle, ce qui pose le problème de la régulation du second en raison de ces effets éventuels sur la stabilité des prix.

En effet, il est possible que la politique monétaire exerce une influence sur la finance formelle et informelle dans la mesure où elle peut l'affecter à travers le canal du crédit (Chandhuri et Gupta, 1997 ; Gosh et Kumar, 2014). Ainsi, une baisse du taux directeur consécutive à l'application d'une politique monétaire expansionniste conduit à une augmentation du crédit. La hausse du crédit qui en découle est susceptible d'accroître le taux d'encaisse réel, et peut se déverser dans le secteur informel<sup>1</sup> qui est, par essence, un secteur très liquide. La fuite hors réseau de la liquidité des circuits officiels qui en résulte peut engendrer, si elle est importante, une hausse de l'inflation qui pourrait nuire à la réalisation de l'objectif de stabilité des prix, car non maîtrisée par la banque centrale.

De même, un resserrement de la politique monétaire peut conduire certains agents économiques à se tourner vers la finance informelle en raison des contraintes de crédit occasionnées par une politique monétaire restrictive (Gosh et Kumar, 2014).

Quel que soit la nature de la politique monétaire menée, la finance informelle est capable d'empêcher la réalisation de l'objectif de stabilité des prix d'où l'importance de la compter parmi les déterminants de l'inflation qui, jusqu'ici, semble négligé dans les pays en développement.

Les quelques travaux sur le secteur informel dans les pays en développement n'ont pas, à notre connaissance, traité du lien direct entre la finance formelle et l'inflation. La plupart de ces analyses se sont globalement intéressés à montrer les raisons de l'existence d'un tel secteur. Ainsi, à partir d'une modélisation théorique, précisément dans le cadre d'un jeu, Gupta et Chaudhuri (1997) analysent

---

<sup>1</sup> Une catégorie d'agents ayant accès à la finance formelle participe activement au secteur financier informel en revendant de la liquidité auprès des agents soumis au rationnement du crédit ou n'ayant pas accès au crédit bancaire (Madestam, 2009).

l'interaction entre le marché du crédit formel et informel et constatent que le second n'existe que parce que l'offre du crédit dans le premier marché est insuffisante ou non disponible. Madestam (2009) étant leur analyse en supposant deux types de créanciers informels, ceux qui prêtent sur fonds propres et ceux ayant accès au financement formel afin de rétrocéder des fonds au secteur informel. Il constate que le financement informel supplémentaire augmente l'investissement des emprunteurs soumis au rationnement de crédit. Autrement dit, les contraintes financières issues du secteur formel concours au développement de la finance informelle. D'autres analyses se sont par contre orientées sur le rôle de la politique monétaire sur la finance informelle. A cet effet, Gosh et Kumar (2014) montrent que la politique monétaire peut avoir un impact sur la finance informelle dans la mesure où elle influence le coût des prêts dans le secteur formel.

A cet égard, la présente recherche qui s'inscrit dans le prolongement de la littérature sur les déterminants de l'inflation, tente de combler cette limite. Elle se propose d'analyser la relation entre l'inflation et la finance informelle dans la Communauté Economique et Monétaire de l'Afrique Centrale (CEMAC) pour au moins trois raisons :

1°) les pays de la CEMAC ont adopté, depuis les réformes des années 1990, des critères de surveillance multilatéral en matière d'inflation, où l'objectif de la politique monétaire est de veiller à ce que l'inflation soit inférieur ou égale à la norme de 3 % ;

2°) c'est une zone qui, malgré la réalisation d'une fusion entre la Douala Stock Exchange (DSX) et la Bourse des Valeurs Mobilières d'Afrique Centrale (BVMAC) en 2019, pour le développement de son système financier, reste très dépendante de l'intermédiation bancaire. La structure des bilans des banques de la CEMAC en 2017 représente près de 60 % des crédits net à son actif et près de 71 % de dépôt à son passif ;

3°) la contribution du secteur bancaire au financement de l'économie est faible : 15 % du PIB en RCA et au Cameroun, 14 % au Gabon, 11 % au Congo et 6 % au Tchad. De plus, une catégorie d'agents économiques de cette zone n'a pas accès au financement bancaire en raison du coût élevé du crédit mais également de la nature de leurs activités qui sont pour la plupart informelles. Selon le FMI, le secteur informel représente en moyenne près d'un tiers du PIB dans les pays la CEMAC (Banque de France, 2018).

Dès lors, la question centrale qui ressort est la suivante : quels sont les effets de la finance informelle sur l'inflation des pays membres de la zone CEMAC ?

L'objectif général de cet article est d'identifier les déterminants de l'inflation en s'intéressant au rôle de la finance informelle. De façon spécifique, il s'agira tout d'abord d'établir théoriquement le lien entre la finance informelle et l'inflation dans un modèle des déterminants de l'inflation. Ensuite, de proposer une mesure permettant de saisir la liquidité du secteur financier informel. Enfin, de tester empiriquement, à partir d'autres déterminants, l'effet d'une telle liquidité à court et à long terme sur l'inflation.

Le reste de l'article est structuré comme suit : la section 1 présente une revue de la littérature. La deuxième expose le modèle des déterminants de l'inflation. La troisième aborde l'estimation du modèle. La quatrième est consacrée à la présentation et à l'interprétation des résultats. La cinquième conclue.

## **1. Revue de la littérature**

La présente section fait une brève revue de littérature sur les déterminants de l'inflation. La première sous-section est consacrée à la revue théorique et la seconde, aux travaux empiriques.

### 1.1. La revue théorique

Les premiers économistes qui se sont penchés sur les causes de l'inflation furent tentés par une explication monétaire. Cette approche qualifiée de déterminant de première génération, trouve ses fondements dans la théorie quantitative de la monnaie et consiste à montrer qu'il existe une relation de causalité entre la quantité de monnaie et le niveau général des prix. A cet effet, il est généralement admis, à long terme, que l'inflation est fondamentalement un phénomène monétaire qui serait causée par une importante création monétaire (Friedman, 1956). Cette vision a conduit les Banques centrales dans les années 1970, à opter pour le ciblage des agrégats monétaires afin d'atteindre la stabilité des prix. Forgé par Friedman (1968), ce contrôle d'une norme de croissance des agrégats monétaires repose sur l'exogénéité de la monnaie et l'existence d'une fonction de demande de monnaie stable dans le temps. Cependant, ce ciblage des agrégats monétaires n'est pas parvenu à stabiliser l'inflation à long terme en raison de l'instabilité des fonctions de demande de monnaie engendré par la libéralisation financière des années 1980 dans les pays développés (Ftiti, 2010).

La deuxième génération des déterminants de l'inflation repose sur la courbe de Phillips qui est, à l'origine, le résultat d'une recherche empirique sur la relation entre la variation des salaires nominaux et le taux de chômage (Phillips, 1958). Plus tard, elle a été réinterprétée par Samuelson et Solow (1960) comme une relation inverse entre l'inflation et le chômage, suggérant un arbitrage entre ces deux variables, faisant d'elle un instrument de politique économique.

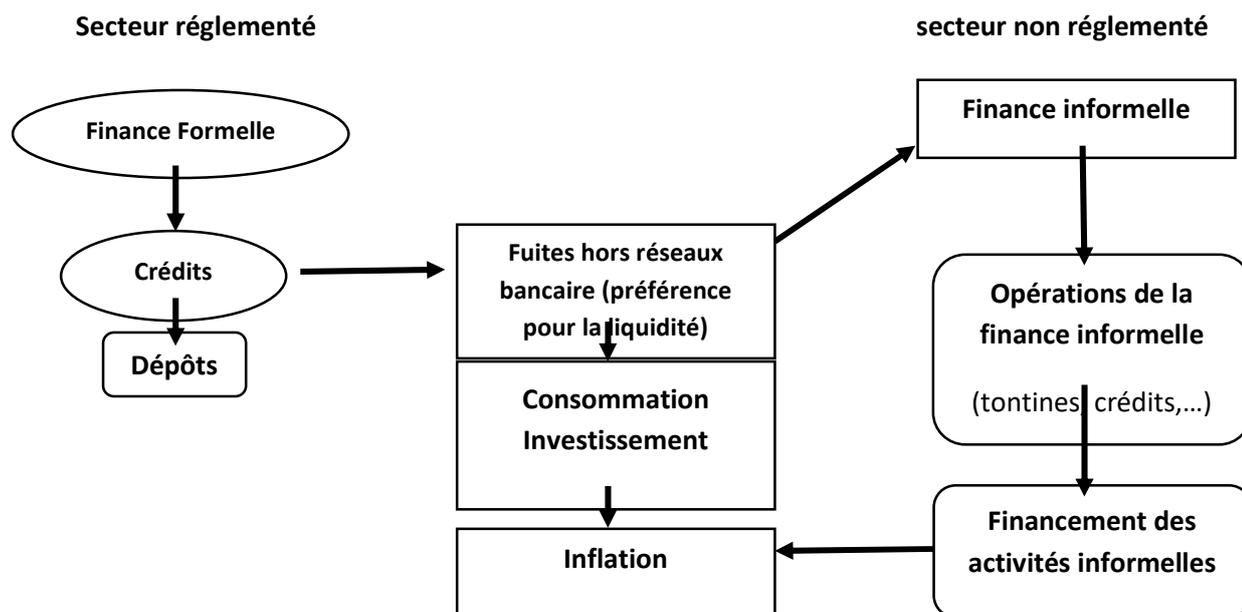
Cependant, la montée simultanée de l'inflation et du chômage au cours des années 1970 remet en cause la validité de la courbe de Phillips, ce qui va conduire beaucoup d'auteurs à y intégrer les anticipations d'inflation comme facteurs explicatifs de la dynamique inflationniste (Calvo, 1983 ; Blanchard et Cohen, 2013). C'est ainsi, que dans un contexte d'anticipations rationnelles et de flexibilité des prix et des salaires, Lucas (1972 ; 1976) montre qu'il n'existe aucun arbitrage entre l'inflation et le chômage à court et à long terme. Un tel arbitrage ne peut que conduire à une instabilité des prix. Il conclut que la politique monétaire ne doit pas avoir comme objectif la stabilisation de la production étant donné qu'elle n'est pas en mesure de le faire. Cette révolution des anticipations rationnelles repose fondamentalement sur le principe de rationalité des agents économiques, ce qui suppose que l'ajustement des anticipations inflationnistes des agents est immédiate de sorte qu'il n'existe pas un arbitrage d'inflation à court terme ni à long terme.

Une nouvelle génération de courbe de Phillips est apparue au milieu des années 1990 avec pour objectif de restituer un rôle aux rigidités nominales, tout en se soustrayant à la critique de Lucas. Il s'agit de la courbe de la courbe de Phillips de la Nouvelle Economie Keynésienne (CPNEK) qui lie l'inflation, l'écart de production et l'inflation anticipée (Le Behan, 2009). Trois hypothèses fondent la CPNEK : i) les entreprises sont en concurrence monopolistique et dispose d'un pouvoir de fixer les prix ; ii) les entreprises forment leurs décisions sur les anticipations rationnelles ; iii) l'existence des rigidités des prix, conduisant l'incapacité des entreprises à ajuster les prix aux prix souhaités à toutes les dates (Le Behan, 2009).

La troisième a été développée dans le cadre des pays en développement. Dans ces pays, les difficultés liées à l'accès au crédit bancaire ainsi que la nature des activités menées sont d'autant d'éléments qui éloignent les promoteurs des petites entreprises du crédit formel (Hugon, 1991). C'est pourquoi, ces pays sont caractérisés par un dualisme financier, c'est-à-dire, la coexistence d'un secteur financier formel et informel (Akpo, 1992 ; Lelart, 2005). Ainsi, un développement accru de la finance informelle engendre une hausse de la préférence pour la liquidité, ce qui pourrait contrecarrer la réalisation de l'objectif de stabilité des prix (Akpo, 1992). Aussi, toute politique monétaire restrictive visant à réduire l'inflation pourrait-elle échouer en raison de l'impossibilité de la banque centrale à contrôler la liquidité issue de la finance informelle.

Lors d'une opération de crédit, une fraction de celui-ci est convertie en monnaie centrale<sup>2</sup>. Cette proportion appelé le taux de fuite en billet ou le taux de préférence pour la liquidité est, d'une part, affectée à la consommation et l'investissement, et d'autre part, collectée par les opérateurs de la finance informelle pour financer soit l'investissement (petites PME ou activités informelles) soit pour la consommation des biens et services. L'augmentation de la quantité de monnaie qui en découle est susceptible d'engendrer une inflation<sup>3</sup>. Il serait alors difficile à la banque centrale de contrôler véritablement l'inflation puisqu'elle n'a aucun moyen de pression sur la finance informelle. La figure 1 ci-après présente ce processus d'écrit plus haut et montre le lien entre la finance informelle et l'inflation.

**Figure 1 : Liens entre finance informelle et l'inflation**



*Source : L'auteur.*

La dernière génération des déterminants est apparue à partir des années 1980 et 2000, où les prix d'actifs ont connu une évolution. Cet accroissement des prix d'actifs communément appelé dans la littérature l'inflation financière coïncide généralement avec un excès de liquidité (Gerdesmeier et al. 2010). En effet, la masse monétaire en circulation dans une économie, qui est liée à la valeur totale des crédits octroyés, permet aux agents économiques d'acquérir non seulement les biens et des services mais également des actifs réels et financiers (Gouteron et Szpiro, 2005 ; Andersson, 2011). Si le niveau des crédits octroyés dépasse le niveau de production, il en résulte une liquidité excédentaire, qui provoquera une hausse du prix des biens et services ou donnera lieu à la création d'une bulle sur les actifs réels et financiers. La hausse du prix des actifs pourrait engendrer une inflation sur le marché des biens et services, soit par le biais des effets de richesse, car ces derniers constituent un report de consommation dans le temps (Levieuge, 2005), soit parce que la hausse des prix des actifs incorporerait des anticipations d'augmentation des prix des flux qui seraient réalisées.

## 1.2. Revue empirique

<sup>2</sup> Il s'agit principalement de la monnaie fiduciaire ou de l'agrégat monétaire M1.

<sup>3</sup> L'augmentation de la quantité de monnaie n'est inflationniste que lorsque l'offre n'est pas en mesure de répondre à un surcroît de demande.

Il existe un bon nombre de travaux empiriques sur l'identification des déterminants de l'inflation aussi bien dans les pays développés que ceux en développement.

Dans les pays développés, Assenmacher-Wesche et Gerlach (2006), en recherchant les déterminants de l'inflation pour les pays de la zone euro, du Japon, de la Grande Bretagne et des Etats Unis, trouvent que la croissance de la masse monétaire est une importante source de l'inflation dans l'ensemble de ces pays. Une analyse de Borio et Filardo (2007) révèle que dans de nombreux pays, l'influence du taux de change sur l'inflation tend à s'affaiblir, mais la hausse généralisée des prix reste fortement influencée par les chocs d'offre et de demande mondiaux. Ce résultat est confirmé par une analyse plus récente menée par Comunal et Kunovac (2017) pour les pays de la zone euro.

En revanche, les travaux de Conti et al. (2017) affirment que la chute du prix du pétrole ainsi que la baisse de la demande globale ont joué un rôle important dans l'inflation des principaux pays de la zone euro. Les travaux de Globan et al. (2016) montrent que les chocs extérieurs jouent un rôle prépondérant dans l'explication de la dynamique inflationniste à moyen terme et les chocs internes affectent l'inflation essentiellement à court terme dans la majorité des pays de la zone euro ainsi qu'aux Etats Unis.

Pour ce qui est des pays en développement, notamment, les pays émergents de l'Asie du Sud-Est, Edouard et Ramayah (2016) montrent à partir des moindres carrés ordinaires (OLS) que la masse monétaire et les prix du pétrole constituent des déterminants de l'inflation en Malaisien en Indonésie et à Singapour. Toutefois, les prix du pétrole se sont révélés être plus significatifs uniquement à Singapour et en Indonésie en raison de leur statut d'exportateur net de pétrole. Cependant, ils trouvent que le taux de change n'explique pas l'inflation dans ces pays. Hossain (2005) étudie le processus inflationniste en Indonésie en développant un modèle théorique des sources de l'inflation qu'il teste à partir d'un modèle à correction d'erreur sur la période 1952-2002. Les principaux résultats empiriques montrent que la croissance de la masse monétaire constitue une source importante de l'inflation en Indonésie.

Concernant les économies africaines, Barnichon et Peiris (2007), à partir d'un modèle à correction d'erreur sur un panel de 16 pays africains, montrent que l'écart entre les quantités offertes et demandées de monnaie est un facteur plus déterminant de l'inflation que l'écart de production. En utilisant un modèle VAR sur un échantillon de 53 pays en développement, Loungani et Swagel (2001) trouvent que la masse monétaire et le taux de change exercent davantage des pressions inflationnistes dans les pays à régime de change flexible que dans les pays à régime de change fixe.

Pour ce qui est des travaux empiriques des pays de l'Union Economique et Monétaire Ouest Africaine (UEMOA), en utilisant un modèle à correction d'erreur sur des données trimestrielles entre 1979 et 2006, Diouf (2006) trouve que l'inflation est essentiellement expliquée, au Mali, par des facteurs monétaires et externes aussi bien à court qu'à long terme.

Dans un modèle mixte en données de panel estimé sur la période 1980-2009, Diaw et Sall (2012) trouvent que l'inflation dans les pays de l'UEMOA s'explique par la croissance de la masse monétaire, l'inflation importée et la variation du taux de change nominal. Mais le caractère dynamique de l'inflation à travers sa persistance est dû aux anticipations inflationnistes des agents économiques de la zone.

Dans le cas de la CEMAC, Bikai et al. (2016) identifient les déterminants de l'inflation en s'intéressant particulièrement au rôle de la masse monétaire. A partir d'une modélisation VAR en panel, ils montrent que les variations de l'inflation sont expliquées à 6 % par l'inflation importée et à 24 % par la masse monétaire. Ils concluent que ces deux variables expliqueraient mieux l'inflation dans la zone comparativement au solde budgétaire, à l'écart de production et les prix du pétrole.

A partir d'une modélisation VAR en panel, Caceres et al. (2013) trouvent que les prix des produits alimentaires et du pétrole affectent l'inflation non monétaire pendant quatre ou cinq trimestres dans l'ensemble des pays membres de la CEMAC. Cependant, cet impact diminue avec le temps. D'autres travaux effectués par Nguyen et al. (2015) révèlent que les chocs d'offre domestiques et les chocs sur les taux de change ainsi que les variables monétaires constituent des déterminants prédominants dans les pays de la CEMAC.

Les travaux empiriques examinant l'impact de l'économie informelle sur le taux d'inflation se sont globalement orientés sur l'analyse du triple lien entre l'économie informelle, l'inflation et les recettes fiscales. Ainsi, Nicolini (1998) utilise un modèle monétaire pour analyser les effets de la fraude fiscale sur le poids des recettes fiscales dans le budget du gouvernement et le taux d'inflation optimale. Il trouve à cet effet que l'inflation peut être utilisée comme un mécanisme indirect d'imposition de l'économie informelle. De même, en analysant la relation entre la fiscalité et le taux d'inflation optimale dans un marché du travail caractérisé par des distorsions structurelles, Cavalcanti et Villamil (2003), trouvent que l'existence des distorsions telles que le secteur informel, conduisent les ressources fiscales à avoir un impact positif sur le taux d'inflation.

Mazhar et Méon (2017) ont procédé à une évaluation empirique de la taille de l'économie informelle en présence des impôts et de l'inflation dans un échantillon composé de pays développés et en développement sous la période 1999-2007. Ces derniers constatent qu'il y a une corrélation négative entre la pression fiscale et la taille de l'économie informelle tandis que l'inflation et la taille de l'économie informelle et l'inflation ont une relation positive.

Si nous validons la pertinence des travaux précédents, nous trouvons cependant quelques limites à ces analyses. Ces contributions ne traitent pas de manière explicite la finance informelle comme déterminant de l'inflation. Or, dans les pays en développement, le secteur informel occupe une place relativement importante et ce dernier trouve son financement du côté de la finance informelle. D'où l'importance d'analyser les déterminants de l'inflation dans ces pays en tenant compte du rôle de la finance informelle. Ce papier apporte une réponse à cette préoccupation et s'inscrit dans la lignée des travaux de Hossain (2005) en y intégrant la finance informelle.

## 2. Le modèle des déterminants de l'inflation

L'objectif de notre modélisation est d'identifier les déterminants de l'inflation en nous intéressant au rôle de la finance informelle dans les pays de la CEMAC. A cet effet, nous prenons appui sur les travaux de Hossain (2005) qui a la particularité, à partir d'une modélisation théorique, de mettre l'accent sur les sources de l'inflation. Toutefois, nous nous en démarquons en augmentant le modèle de référence du spread d'intérêt et de la liquidité issue de la finance informelle tout en nous situant dans le cadre d'une union monétaire (CEMAC).

A l'instar de Hossain (2005), nous considérons que le niveau général des prix est une moyenne pondérée du prix des biens échangeables et du prix des biens non échangeables. Le niveau général des prix s'écrit comme suit :

$$P_t = PT_t^\varphi + PNT_t^{(1-\varphi)} \quad [1]$$

Sous la forme logarithmique l'équation [1] devient :

$$\ln P_t = \varphi \ln PT_t + (1 - \varphi) \ln PNT_t \quad [2]$$

Le prix des biens échangeables est déterminé sur le marché mondial et dépend du prix extérieur  $PT_t^*$  du taux de change  $e_t$ . Le prix des biens échangeables s'écrit alors :

$$\ln P_t = \ln e_t + \ln PT_t^* \quad [3]$$

Nous supposons que le prix extérieur est égal à l'unité,  $PT_t^* = 1$ . Dans ce cas l'équation [3] devient :

$$\ln PT_t = \ln e_t \quad [4]$$

Le prix des biens non échangeables est fixé sur le marché national où leur demande est supposée dépendre de la demande nationale. Dans ces conditions, le prix des biens non échangeables dépend des conditions d'équilibre du marché monétaire où la demande de monnaie  $M_t^d$  est égale à l'offre de monnaie  $M_t^o$ . Nous supposons que le prix des biens échangeables dépend alors de la variation de l'offre et la demande de monnaie, tel que :

$$\ln(PNT_t/PNT_{t-1}) = \delta(\ln \Delta M_{t-1}^o - \ln \Delta M_t^d) \quad [5]$$

Où,  $\delta$  est un coefficient qui représente la relation entre la demande de monnaie et la demande de biens non échangeables.

En considérant la différence logarithmique des équations [2] et [4], nous obtenons :

$$\ln(P_t/P_{t-1}) = \varphi \ln(PT_t/PT_{t-1}) + (1 - \varphi)(PNT_t/PNT_{t-1}) \quad [6]$$

$$\ln(PT_t/PT_{t-1}) = \ln(e_t/e_{t-1}) \quad [7]$$

En substituant les équations [5] et [7] dans l'équation [6], il vient :

$$\ln(P_t/P_{t-1}) = \varphi \ln(e_t/e_{t-1}) + (1 - \varphi)\delta(\ln \Delta M_{t-1}^o - \ln \Delta M_t^d) \quad [8]$$

Nous supposons que la demande de monnaie dépend, d'une part, du taux d'intérêt  $i_t$ , et, d'autre part, du revenu  $Y_t$ . Ainsi, une hausse du taux d'intérêt créditeur dissuade les agents économiques à contracter du crédit. A l'inverse, une baisse conduit ces derniers à contracter du crédit. Par ailleurs, une hausse du d'intérêt de dépôt encourage les agents économiques à détenir leur liquidité sous forme d'actif (épargne). L'équation s'écrit alors comme suit :

$$\ln \Delta M_t^d = \beta_0 + \beta_1 \ln \Delta i_t + \beta_2 \ln \Delta Y_t \quad [9]$$

En remplaçant l'équation [9] dans l'équation [8], nous obtenons :

$$\ln(P_t/P_{t-1}) = \varphi \ln(e_t/e_{t-1}) + (1 - \varphi)\delta[\ln \Delta M_{t-1}^o - (\beta_0 + \beta_1 \ln \Delta i_t + \beta_2 \ln \Delta Y_t)] \quad [10]$$

En développant les éléments de l'équation de l'équation [10], nous obtenons la relation suivante :

$$\ln(P_t/P_{t-1}) = -(1 - \varphi)\delta\beta_0 + \varphi \ln(e_t/e_{t-1}) + (1 - \varphi)\delta \ln \Delta M_{t-1}^o - (1 - \varphi)\delta \ln \Delta i_t - (1 - \varphi)\delta \beta_2 \ln \Delta Y_t \quad [11]$$

En réécrivant le spread du taux d'intérêt  $i_t = (i_c - i_d)$  et le remplaçant dans l'équation [11], il devient :

$$\ln(P_t/P_{t-1}) = -(1 - \varphi)\delta\beta_0 + \varphi \ln(e_t/e_{t-1}) + (1 - \varphi)\delta \ln \Delta M_{t-1}^o - (1 - \varphi)\delta \ln \Delta (i_{ct} - i_{dt}) - (1 - \varphi)\delta \beta_2 \ln \Delta Y_t \quad [12]$$

Dans les pays en développement, en particulier dans ceux de la CEMAC, de nombreuses activités sont issues du secteur informel. Et de telles activités sont également financées par un mode de financement informel, autrement dit, un financement hors du circuit bancaire et qui échappe au contrôle des autorités monétaire de la zone. Dans ce cas, l'offre de monnaie globale  $M_{t-1}^o$  est alors composée de l'offre issue de la finance formelle  $M_f^o$  et de la finance informelle  $M_i^o$ , soit  $M_{t-1}^o = M_f^o + M_i^o$ . L'équation [12] devient :

$$\ln(P_t/P_{t-1}) = -(1 - \varphi)\delta\beta_0 + \varphi\ln(e_t/e_{t-1}) + (1 - \varphi)\delta\ln \Delta M_f^o \times (1 - \varphi)\delta\ln \Delta M_i^o - (1 - \varphi)\delta\ln \Delta (i_{ct} - i_{dt}) - (1 - \varphi)\delta \beta_2 \ln \Delta Y_t \quad [13]$$

L'équation [13] nous montre que le niveau général des prix dans la zone CEMAC est déterminé par le taux de change, la masse monétaire, de la finance informelle, du prix des actifs financiers (spread d'intérêt) et du revenu.

Le modèle que nous allons estimer découle de l'équation [13]. Ainsi, la forme fonctionnelle du modèle s'écrit comme suit :

$$\pi = f(e, mf, mi, i, y) \quad [14]$$

où,  $\pi$ , est l'inflation,  $e$ , le taux de change,  $mf$ , la masse monétaire,  $mi$ , la liquidité informelle,  $i$ , le spread d'intérêt,  $y$ , le revenu.

Le modèle à des fins d'estimation s'écrit de la manière suivante :

$$\ln\pi_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \ln e_{i,t} + \beta_2 \ln mf_{i,t} + \beta_3 \ln mi_{i,t} + \beta_4 \ln i_{i,t} + \beta_5 \ln y_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad [15]$$

où,  $\pi_{it}$  désigne l'inflation du pays  $i$  à la période  $t$ ,  $e_{it}$  le taux de change du pays  $i$  à la période  $t$ ,  $m_{ft}$  la masse monétaire du pays  $i$  à la période  $t$ ,  $m_{it}$  la liquidité informelle du pays  $i$  à la période  $t$ ,  $i_{it}$  le spread d'intérêt du pays  $i$  à la période  $t$ ;  $y_{it}$ , le revenu du pays  $i$  à la période  $t$ ,  $\varepsilon_{it}$ , le terme de l'erreur du pays  $i$  à la période  $t$  ;

$\beta_i$ , ( $i=1, \dots, 4$ ) les coefficients des variables explicatives du modèle.

A l'instar de Sall (2016), pour estimer le modèle, nous avons remplacé les logarithmes par les taux de variations. L'équation [15] devient alors :

$$\pi_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 e_{i,t} + \beta_2 mf_{i,t} + \beta_3 mi_{i,t} + \beta_4 i_{i,t} + \beta_5 y_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad [16]$$

**Tableau 1 : Les signes attendus des coefficients**

Coefficients des variables	Signes attendus
$\beta_1$	+/-
$\beta_2$	+/-
$\beta_3$	+/-
$\beta_4$	+/-
$\beta_5$	+

Nous pouvons procéder à la présentation des variables. Il s'agit précisément de la variable expliquée, d'une part, et des variables explicatives, d'autre part.

### 1°) La variable expliquée

Nous retenons comme variable expliquée l'inflation ( $\pi$ ), qui est approximé par l'indice des prix à la consommation<sup>4</sup> (IPC). C'est un indicateur utilisé pour apprécier les performances des pays en matière

<sup>4</sup> C'est le principal indicateur de mesure de l'inflation des pays de la zone CEMAC et la Banque des Etats de l'Afrique Centrale (BEAC) l'utilise comme guide dans l'élaboration de sa politique monétaire.

d'inflation. Il est utilisé comme guide dans la conduite de la politique monétaire commune de la BEAC (Ondo Ossa, 1989).

## 2°) Les variables explicatives

- le taux de change effectif réel ( $e$ ). Une appréciation du taux de change réel est de nature à affecter négativement la compétitivité en renchérissant les exportations et en diminuant les importations. De façon similaire, une dépréciation du taux de change augmente les prix des importations, mais améliore la compétitivité en stimulant les exportations ce qui se traduit par une inflation importée (Loungani et Swagel, 2001) ;

- la masse monétaire ( $m_f$ ) en pourcentage du PIB. Elle est utilisée comme objectif intermédiaire de la politique monétaire menée par la BEAC en raison de son influence sur le niveau d'inflation. Il est généralement calculé par le ratio  $\frac{M2}{PIB}$  (Gouteron et Szpiro, 2005). Un accroissement de la masse monétaire augmente le niveau d'inflation. Inversement, une diminution de celle-ci conduit à une baisse du niveau d'inflation. Elle est approximée par l'agrégat monétaire M2 en pourcentage du PIB ;

- la liquidité issue du secteur financier informelle ( $mi$ ). Il s'agit de la liquidité bancaire provenant de toutes les transactions financières échappant à la réglementation bancaire en vigueur. Ainsi, une hausse de la liquidité informelle est susceptible d'augmenter le niveau d'inflation à l'inverse, une baisse peut réduire l'inflation ;

- le spread du taux d'intérêt ( $i_t$ ), qui est un proxy des prix d'actifs car nous partons de l'hypothèse selon laquelle en zone CEMAC, les actifs financiers sont essentiellement liquide en raison du faible niveau de développement des marchés financiers de la zone. De ce fait, la monnaie constitue alors un actif financier. Ainsi, une hausse du taux d'intérêt créditeur n'incite pas les agents économiques à s'intéresser au crédit bancaire. En revanche, une baisse amène ces derniers à s'orienter vers le crédit à la consommation de court terme ce qui, par effet de richesse, augmente leur consommation et par conséquent le niveau de l'inflation. De même, une hausse du taux d'intérêt de dépôt conduit les agents économiques à s'orienter vers le dépôt. A l'opposé, une baisse conduit ces derniers à détenir de la liquidité. Le spread d'intérêt peut influencer positivement et négativement le niveau d'inflation ;

- le taux de croissance ( $y_t$ ) qui est approximé par la variation du PIB nominal. C'est un indicateur du niveau d'activité économique. Les travaux relatifs au lien entre la croissance et l'inflation semblent indiquer que ce dernier est une source de l'inflation (Hua et al. 2010).

### 2.1. Mesure de la liquidité dans le secteur informel

Avant d'estimer le modèle, nous calculons une mesure de la liquidité du secteur informel ( $mi_t$ ). Nous avons défini la liquidité informelle comme toutes les transactions financières qui échappent au contrôle des autorités monétaires, notamment, la banque centrale (BEAC) et les institutions de régulation bancaire (COBAC). Il se pose alors un problème de mesure de cette liquidité.

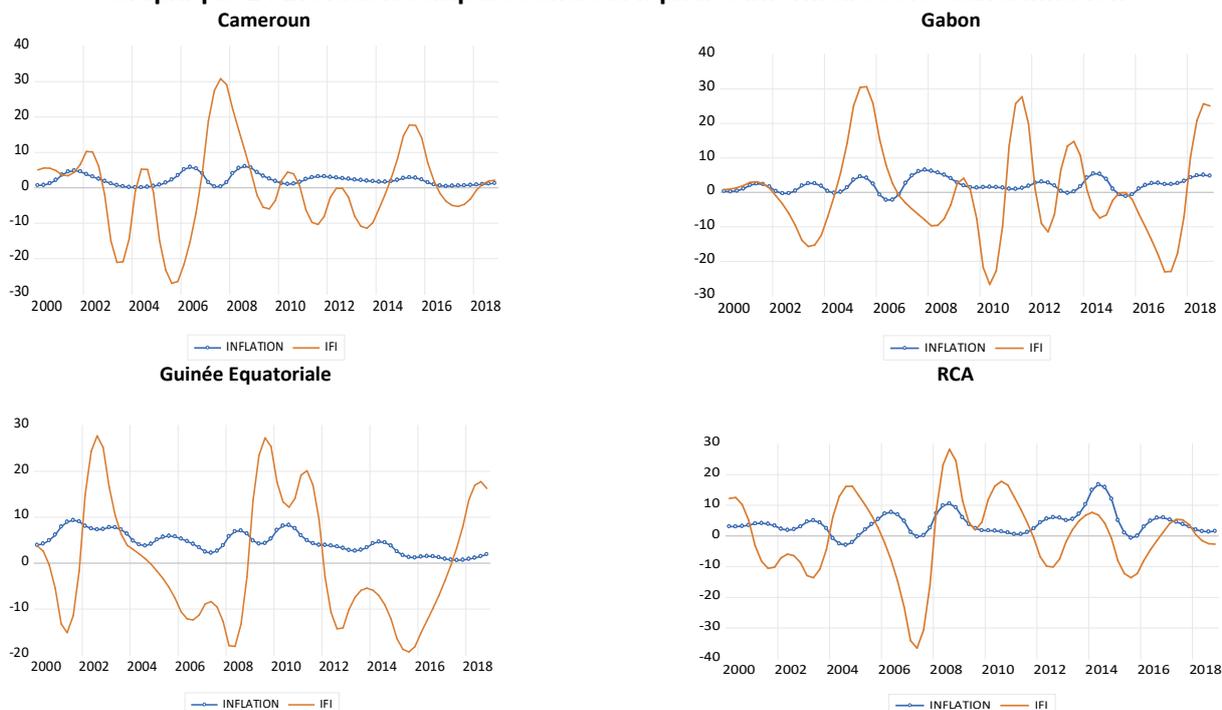
Nous partons du principe que les transactions informelles se règlent en numéraire pour rester imperceptibles des autorités publiques. Pour ce faire, nous considérons que cette liquidité est le résidu de l'estimation de l'équation liant la masse monétaire au sens de M1<sup>5</sup> et le crédit bancaire accordé au secteur privé. Le choix de l'agrégat M1 se justifie car le secteur financier informel est très liquide. Ainsi, nous avons :

$$M1_t = \varphi C_t + \varepsilon_t \quad [17]$$

<sup>5</sup> Nous faisons l'hypothèse que la finance du secteur informel est très liquide. Autrement dit, l'ensemble des opérations s'y effectue essentiellement avec de la monnaie fiduciaire.

Où  $M1_t$ , représente l'agrégat monétaire M1,  $C_t$  le crédit bancaire et  $\varepsilon_t$ , le terme de l'erreur, autrement dit, la liquidité non expliquée par le crédit bancaire (secteur financier formel). Ainsi, par commodité,  $m1_t = \varepsilon_t$ . Cet indicateur permet de mesurer la liquidité du secteur financier informel qui sert pour le financement des activités formelles et informelles. Plus il augmente (respectivement diminue), plus cela traduit une hausse de l'offre de liquidité (respectivement baisse de liquidité). Le résidu de l'estimation de la relation [17] pays par pays<sup>6</sup>, nous donne la liquidité du secteur informel des quatre pays retenus pour l'analyse.

**Graphique 1 : Evolution comparée entre la liquidité informelle et le taux d'inflation**



Source : L'auteur à partir de EViews 12.

Il apparaît globalement que l'évolution de la liquidité informelle semble plus erratique que celle de l'inflation dans l'ensemble des pays membres de la CEMAC. Ce qui laisse à penser que les populations de cette zone recourent de plus en plus à la finance informelle.

## 2. Estimation du modèle

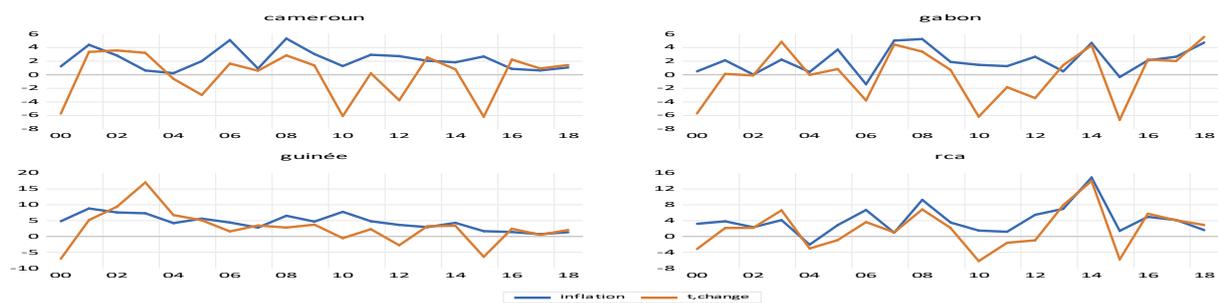
L'estimation du modèle se fait sur la base de l'hypothèse selon laquelle, la liquidité du secteur informelle a des effets négatifs sur l'inflation à dans l'ensemble des pays de la CEMAC.

Les données utilisées proviennent en majorité de la Banque Mondiale (2019) pour ce qui est de la croissance économique, du taux d'inflation, ainsi que du taux de change. Mais également, des rapports de la Banque des Etats de l'Afrique (BEAC) pour ce qui est des éléments utilisés pour le calcul du spread d'intérêt (taux d'intérêt créditeur et taux d'intérêt de dépôt). La période couverte va de 2000 à 2020 et concerne quatre (4) pays<sup>7</sup> de la CEMAC. Les graphiques ci-dessous présentent l'évolution comparée des variables.

<sup>6</sup> Pour estimer l'équation [17], nous avons procédé à la trimestrialisation des données par la méthode de Chow et Lin (1971), puis, nous avons utilisé les FMOLS pour l'estimation.

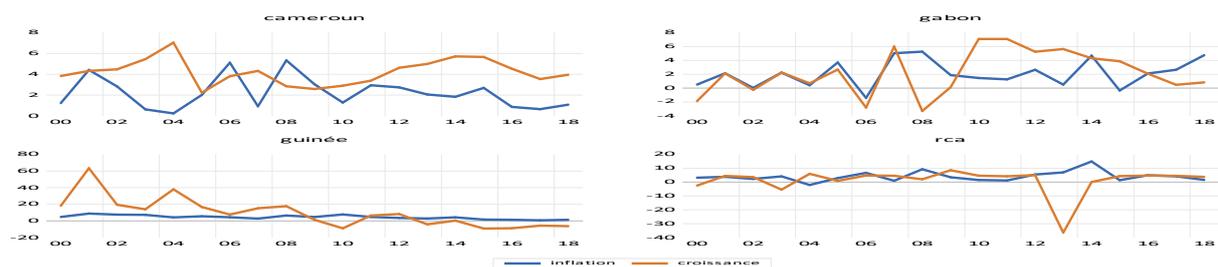
<sup>7</sup> Le Congo et le Tchad n'ont pas été pris en compte faute de données suffisantes sur la période d'analyse.

**Graphique 2 : Evolution comparée entre l'inflation et le taux de change**



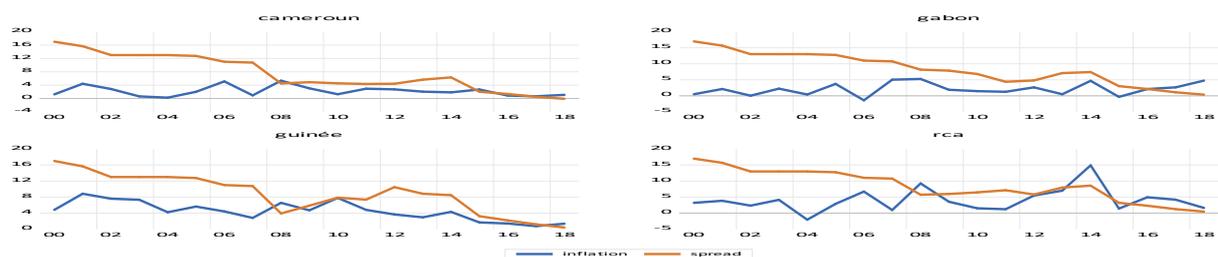
Source : L'auteur sur Eviews 12.

**Graphique 3 : Evolution comparée entre l'inflation et la croissance économique**



Source : L'auteur sur Eviews 12.

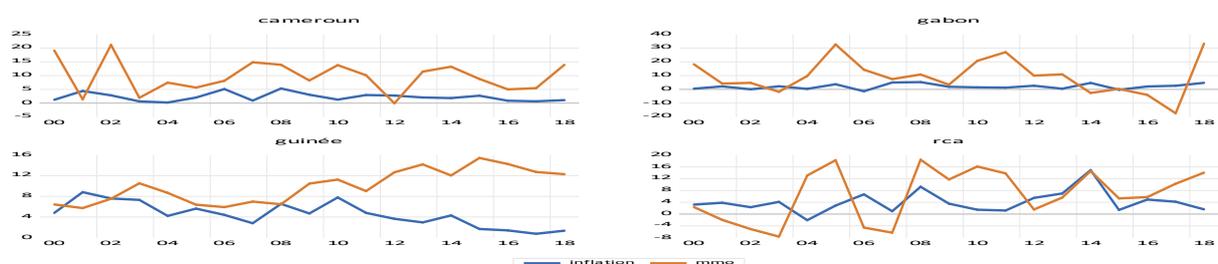
**Graphique 4 : Evolution comparée entre l'inflation et le spread d'intérêt**



Source : L'auteur sur Eviews 12.

Les graphiques 2, 3 et 4 présentent l'évolution comparée entre l'inflation et le taux de change, la croissance économique ainsi que celle du spread d'intérêt au cours de la période 2000-2020. Il ressort globalement une similitude dans l'évolution du taux d'inflation et du taux de change ainsi que de la croissance économique dans les quatre (4) pays retenus. Quant à l'évolution du taux d'inflation et du spread d'intérêt, une tendance similaire au cours de la période est également observée.

**Graphique 5 : Evolution comparée entre l'inflation et la masse monétaire**



Source : L'auteur sur Eviews 12.

Le graphique 5 montre que l'évolution de l'inflation et de la masse monétaire sont pour le moins nuancée. Sous certaines périodes, une hausse de la masse monétaire s'accompagne d'une augmentation de l'inflation, exceptée en Guinée Equatoriale où ces deux variables évoluent en sens

inverse à partir de 2008. Sous d'autres périodes, une baisse de la masse monétaire est plutôt concomitante avec un faible taux d'inflation.

L'estimation de l'équation [18] se fera en plusieurs étapes. Nous allons préalablement effectuer les tests préliminaires.

### 3.1. Les tests préliminaires

Les tests préliminaires permettent de vérifier les propriétés dynamiques des variables du modèle. Nous effectuons à cet effet, le test de stationnarité, de multicollinéarité, et le test de cointégration.

#### 3.1.1. Le test de stationnarité

**Tableau 2 : Résultat du test de stationnarité**

Variables	Valeurs tests	Ordre d'intégration
<i>inflation</i>	6,97	<i>I (1)</i>
<i>taux de chage</i>	5,56	<i>I (1)</i>
<i>masse monétaire</i>	4,47	<i>I (1)</i>
<i>liquidité informelle</i>	5,47	<i>I (1)</i>
<i>spread d'intérêt</i>	2,48	<i>I (1)</i>
<i>croissance</i>	6,99	<i>I (1)</i>

*Source : L'auteur à partir de EViews 12.*

Le test de stationnarité permet d'attester la présence ou non de racine unitaire. A cet effet, nous recourons au test de stationnarité de Levin-Lin-Chu (2002). Les résultats obtenus des tests LLC montrent que toutes les variables sont stationnaires en différence première.

#### 3.1.2. Le test de multicollinéarité

Le test de multicollinéarité permet de détecter la présence ou pas de multicollinéarité entre les différentes variables explicatives considérées deux à deux. Et ce, afin d'éviter des résultats biaisés du fait des erreurs d'estimation sur des coefficients en présence d'une régression linéaire multiple sur des variables explicatives multicollinéaires. Les résultats du test en annexe 2 montrent l'absence d'une multicollinéarité entre les variables du modèle.

#### 3.1.4. Le test de cointégration

**Tableau 3 : Résultat du test de cointégration**

Test de Pedroni	Stats	P-Values	Stat Pondérées	P-Values
<b>Dimension Within</b>	Panel Statistic	1.496898	0.0672	1.717152
	Panel rho-Statistic	1.197612	0.8845	1.071195
	Panel PP-Statistic	1.192530	0.8835	1.029300
	Panel ADF-Statistic	-9.486555	0.0000	-10.06646

<b>Dimension Between</b>	Group rho-Statistic	1.802167	0.9642
	Group PP-Statistic	1.713425	0.9567
	Group ADF-Statistic	-12.13517	0.0000

*Source* : L'auteur à partir de EViews 12.

Le test de Pedroni (1999 ; 2004) consiste à vérifier la relation de cointégration entre la variable expliquée et les variables explicatives sur des données de panel homogène et hétérogène. Un tel test à l'avantage de prendre en compte l'hétérogénéité au niveau de la relation de cointégration, en d'autres termes, pour chaque individu il existe une ou plusieurs relations de cointégration non nécessairement identiques pour chaque individu. Les résultats du test de cointégration fournis en annexe 3 révèlent l'existence d'au moins une relation de cointégration entre les variables.

#### 4. Présentation et interprétation des résultats

Nous présentons les résultats de l'estimation avant de passer à leur interprétation.

##### 4.1. Présentation des résultats

L'estimation du modèle s'effectue grâce à l'estimateur du maximum de vraisemblance qui considère une hétérogénéité des coefficients à court terme et une homogénéité de la relation de long terme « Pooled Mean Group » (P.M.G), développée par Pesaran, Shin et Smith (1999).

Une telle méthode présente l'avantage de tenir compte de l'hétérogénéité individuelle des pays membres en résolvant les problèmes d'endogénéité et d'hétérogénéité dans une spécification dynamique. Elle permet par ailleurs de d'établir une distinction entre la dynamique de court terme et de long terme.

Les tableaux ci-dessous résume les résultats de l'estimation en donné de panel par l'estimateur PMG (voir annexe 4).

**Tableau 3 : Résultats de long terme.**

<b>Variable expliquée inflation <math>\pi</math></b>		<b>Force de rappel : -0,13 (-3,01) ***</b>
<b>Variables explicatives</b>		<b>R2 : 0,88</b>
<b>long terme</b>	<b>Coefficients de long terme</b>	<b>R2 ajusté : 0,83</b>
$e_{i,t}$	<b>0,38 (8,39) ***</b>	<b>F-statistic : 20,16</b>
$mf_{i,t}$	<b>0,1 (5,72) ***</b>	<b>Prob (F-statistic) : 0,0000</b>
$mi_{i,t}$	<b>-0,09 (-5,54) ***</b>	
$i_{i,t}$	0,03 (0,34)	
$y_{i,t}$	-0,02 (-0,76)	

*Source* : auteur à partir de EViews 12.

**Tableau 4 : Résultats de court terme.**

Variable expliquée inflation $\pi$		
court terme	Coefficients de court terme	Force de rappel : -0,13 (-3,01) ***
$e_{i,t}$	<b>0,27 (2,79) ***</b>	R <sup>2</sup> : 0,88
$mf_{i,t}$	-0,12 (-1,12)	R <sup>2</sup> ajusté : 0,83
$mi_{i,t}$	-0,04 (-0,9)	F-statistic : 20,16
$i_{i,t}$	<b>-0,43 (-2,32) **</b>	Prob (F-statistic) : 0,0000
$y_{i,t}$	0,14 (1,58)	
$e_{i,t}(-1)$	<b>-0,29 (-2,9) ***</b>	
$mf_{i,t}(-1)$	0,1 (0,83)	
$mi_{i,t}(-1)$	0,06 (1,56)	
$i_{i,t}(-1)$	<b>0,39 (2,16) **</b>	
$y_{i,t}(-1)$	-0,12 (-1,38)	

Source : auteur à partir de EViews 12.

Seuil de significativité 1 % \*\*\*, 5 % \*\*, 10 % \*. Les valeurs (.) représentent les statistiques de Student.

Il en ressort que le coefficient associé à la force de rappel est négatif (-0,13) et statistiquement significative (-3,01), ce qui indique que l'inflation s'ajuste à une vitesse de 90 % par rapport à son niveau d'équilibre suite à un choc provenant des variables explicatives. Ce choc se résorbe au bout de 7 ans et 6 mois.

Le R<sup>2</sup> est de 0,88, autrement dit, les variables du modèle expliquent à 88 % l'inflation dans les pays membres de la CEMAC. Les résultats montrent qu'à long terme, le taux de change, la masse monétaire et la liquidité informelle ont les signes attendus et sont significatifs. Le spread d'intérêt a le signe attendu mais reste non significatif. La croissance n'a pas le signe attendu et est non significative. A court terme, seuls les coefficients du taux de change et du spread d'intérêt sont significatifs et ont les signes attendus. La liquidité informelle, la masse monétaire ainsi que la croissance sont non significatives.

#### 4.2. Interprétation des résultats

Les résultats des estimations confirment notre hypothèse. A long terme, la liquidité du secteur informel a un effet négatif sur l'inflation dans l'ensemble des pays de la CEMAC. L'ensemble des résultats obtenus conduit à dégager plusieurs enseignements.

Le taux de change a une influence positive et significative à long et à court terme. Ainsi, une appréciation de 1 % de la valeur des monnaies des principaux partenaires commerciaux des pays de la CEMAC générerait une inflation de 38 % à long terme et 27 % à court terme dans l'ensemble des pays membres. Cet effet positif du taux de change est sans doute lié à la dépendance de certains biens à l'égard de l'extérieur. Le taux de change constitue donc un canal de transmission des prix dans la CEMAC.

Le taux de croissance de la masse monétaire influence positivement et significativement l'inflation à long terme. En effet, à long terme une hausse de 1 % de la quantité de monnaie en circulation augmente l'inflation de 10 % dans l'ensemble des pays de l'union. Un tel résultat reste en accord avec la théorie monétaire de l'inflation. Ainsi, un accroissement de la masse monétaire auprès des agents économiques conduit ces derniers à accroître leur demande en biens et services. Il en résulte alors une hausse généralisée du prix des biens et services. Ce résultat est semblable à la plupart des travaux effectués dans les pays de la zone (Nguyen et al. 2015 ; Bikai et al. 2016) même si la valeur du coefficient diffère.

La liquidité issue de la finance informelle est au même titre que la masse monétaire puisqu'il s'agit de la monnaie fiduciaire (M1) hors réseau bancaire qui échappe au contrôle des autorités monétaires et circule auprès des agents économiques. Ainsi, à long terme, une baisse de 1 % de la liquidité informelle réduit l'inflation de 9 %. Un tel résultat prouve que l'ensemble des populations des pays de la zone y recourt. En effet, confronté à des contraintes du financement bancaire, du fait que de nombreuses activités dans l'ensemble des pays de l'union sont informelles, les populations n'ont d'autres choix que de recourir à la finance informelle (tontines, banquiers ambulants, caisse de solidarité, clubs d'investisseurs, etc.). Cependant, à court terme, son influence est positive mais non significative, ceci peut s'expliquer par la particularité de la finance informelle. En effet, celle-ci s'appuie en général sur des relations de proximité où l'échéance privilégiée est le court terme. Dans un tel cadre, les opérations de créance et de dette sont moins inclusives puisqu'elles ne concernent que les membres appartenant à un même groupe, d'où la faible contribution au financement des activités économiques et la faible influence sur l'inflation.

Le spread d'intérêt a un effet positif et non significatif à long terme. Toutefois, à court terme, il a un effet négatif et significatif. Une baisse de 1 point du spread d'intérêt entraîne une diminution du taux d'inflation de 35 %. Une telle situation pourrait supposer que les agents économiques procèdent à un arbitrage entre le taux d'intérêt de prêt et le taux d'intérêt de dépôt. Ainsi, une baisse du taux créditeur comparativement à une hausse du taux dépôt pousse les agents économiques à détenir leur actif sous forme d'épargne plutôt que de contracter du crédit en raison des effets de richesse consécutifs à l'appréciation du taux qui rémunère leur épargne. La détention sous la forme d'actif (épargne) réduit la quantité de monnaie en circulation et par conséquent l'inflation dans la zone.

Quant à la croissance, elle a un effet positif mais non significatif sur l'inflation à court terme. Ce résultat est identique à celui trouvé dans le cas de l'UEMAO (Sall, 2016). Il est bien reconnu qu'une hausse de la croissance économique s'accompagne d'une période de surchauffe, c'est-à-dire, d'une hausse légère de l'inflation. Cependant, la non-significativité de cette variable peut être due à la baisse de la croissance dans l'ensemble des pays en raison de la chute du prix du pétrole depuis 2014. Cette baisse de la croissance explique sans doute la significativité de la baisse de la croissance à long terme sur l'inflation. En effet, une baisse de 1 % de la croissance réduit l'inflation de 20 % dans les pays de la CEMAC.

## 5. Conclusion

La présente contribution avait un double objectif. Il s'agissait, d'une part, d'identifier les déterminants de l'inflation dans les pays de la zone CEMAC en s'intéressant particulièrement à la finance informelle, et d'autre part, de proposer un indicateur qui permette de mesurer la liquidité d'un tel secteur. Les estimations ont permis de montrer que, à long terme, la finance informelle exerce une influence sur l'inflation dans l'ensemble des pays de l'union même si à court terme celle-ci reste non significative au regard des résultats obtenus.

Malgré l'adoption d'un critère de surveillance multilatérale relatif à l'inflation dans la zone, la BEAC doit redoubler d'effort en veillant à maîtriser les différentes sources d'inflation pouvant entacher l'efficacité de la politique monétaire. Les résultats militent en faveur d'une régularisation du secteur de la finance informelle ou de l'y intégrer dans la stratégie de la politique monétaire de la BEAC.

### Références Bibliographiques

- Akpo, P E J, (1999), « Finance informelle et politique monétaire, chapitre 11 », Finance Informelle et financement du développement, Université Francophone.
- Andersson, Fredrik NG (2011), « Monetary Policy, Asset Price Inflation and Consumer Price Inflation », Economics Bulletin, Vol. 31 no.1 pp. 759-770.
- Assenmacher-Wesche, K. et Gerlach, S, (2006), « Interpreting Euro Area Inflation at High and Low Frequencies » : BIS Working Paper N°195, BIS.
- Barnichon, R. et Peiris, S, (2007), « Sources of inflation in sub-Saharan Africa » : Journal of African Economies.
- Bikai, J, Batoumen, H, Fossouo, L, (2016), « Déterminants de l'inflation dans la CEMAC : le rôle de la monnaie », BEAC Working Paper Novembre 2016.
- Blanchard, O. et D. Cohen (2013), « Macroéconomie », 6ième Edition, Pearson.
- Borio, C. E. V, and A. Filardo, (2007), « Globalisation and inflation: New cross-country evidence on the global determinants of domestic inflation ». BIS Working Papers 227, Bank for International Settlements.
- Caceres, C., Poplawski-Ribeiro, M. and Tartari, D. (2013), « Inflation Dynamics in the CEMAC Region » : Journal of African Economies, 22 (2), p. pp. 239–275.
- Calvo, G. A, (1983), « Staggered Contracts in a Utility-Maximizing Framework », Journal of Monetary Economics 12 (September), 383-398.
- Cavalcanti, T.V. de V., and Villamil, A.P, (2003), « Optimal inflation tax and structural reform ».
- Chaudhuri, S and Gupta, M, R, (1997), « Formal credit, corruption and the informal credit market in agriculture ; A theoretical analysis. *Economica*, New Series, Vol.64, No. 254 (May, 1997), 331-343.
- Chockri A. and Frihka I, (2011), « La portée de la politique de ciblage d'inflation : approche analytique et empirique pour le cas tunisien », PANOECOMICUS, 2011, PP-91-111.
- Chow, G. C. et A.-L. Lin, (1971), « Best linear unbiased interpolation, distribution, and extrapolation of time series by related series ». *The Review of Economics and Statistics* 53(4), November, 372–375.
- Comunale, M. and D. Kunovac, (2017), « Exchange rate pass-through in the euro area », Working Paper Series 2003, European Central Bank.
- Conti, A. M., S. Neri, and A. Nobili (2017), « Low inflation and monetary policy in the euro area », Working Paper Series 2005, European Central Bank.
- Diaw, A. et A. K. Sall, (2012), « Les déterminants de l'inflation dans les pays de l'union économique et monétaire ouest africaine (UEMOA) : une approche en données de panel », *Revue Economie et Gestion*, Vol. 11, No. 1-2, p. 85-110, Jan-Juin.
- Friedman, M, (1968), « The Role of Monetary Policy », *The American Economic Review*, Vol. 58, No. 1 (Mar.), pp. 1-17.
- Ftiti, Z, (2010), « The macroeconomic performance of the inflation targeting policy: an approach based on the evolutionary co-spectral analysis », *Economic Modelling*, 27, 1, 468-476.

- Gerdesmeier D., H-E. Reimers and B. Roffia, (2009) « Asset Price Misalignments and the Role of Money and Credit », European Central Bank Working Paper 1068.
- Globan, T., V. Arcabic, and P. Soric (2016), « Inflation in New EU Member States: A Domestically or Externally Driven Phenomenon? », *Emerging Markets Finance and Trade* 52(1), 154–168.
- Ghosh, S and Kumar, R, (2014), « Monetary policy and informal finance: Is there a pecking order? » Reserve Bank of India, December 2014.
- Gouteron, S. and Szpiro, D, (2005), « Excès de liquidité monétaire et prix des actifs », Banque de France, note d'études et de recherche, 131.
- Hossain A, (2005), « The sources and dynamics of inflation in Indonesia: an ECM model estimation for 1952-2002 », *Applied Econometrics and International Development*. AEID.Vol. 5-4.
- Hugon, P, (1991), « Politique d'ajustement et systèmes financiers informels africains », in J. Adda et A. Assidon (éds), *Dette et financement du développement*, L'Harmattan, Paris, 1991, pp. 89-112.
- Hua,X, Huang, Y, and Wang, X, (2010), « What determine China's inflation », China Center for Economic Research. Working Paper Series.
- Jackson, J., McIver, R.andBajada, C (2007), « Economic Principles ». 2 nd ed. Australia : McGraw-Hill Australia Pty Limited.
- Kenkouo, G.-A, (2015), « Dynamique du prix du pétrole et inflation dans la CEMAC » : BEAC Working Paper N°8/2015.
- Le Bihan, (2009), « 1958-2008, avatars et enjeux de la courbe de Phillips », Banque de France, Direction des Études Microéconomiques et Structurelles.
- Lelart, M, (2006), « De la finance informelle à la microfinance ». AUF et Editions des Archives Contemporaines, 2006.
- Levieuge, G (2005), « Politique monétaire et prix d'actifs », *Revue de l'OFCE* 2005/2(n°93), p. 317-355.
- Levin A., Lin C-F., and Chu C-S.J (2002), « Unit root tests in Panel data: asymptotic and finite-sample property », *Journal of Econometrics* Vol. 108 (n°1): p. 1-24.
- Lougani, P. et Swagel, P, (2001), « Sources of Inflation in Developing Countries » : IMF Working Paper N°WP 01/198.
- Lucas R. E. Jr, (1972), « Expectations and the neutrality of Money », *Journal of economic Theory*, No.4, p.103-124.
- Lucas R. E. Jr, (1976), « Econometric Policy Evaluation: A Critique », in *Studies in Business Cycle Theory*, p.104-130.
- Madestam, A, (2009), « Informal Finance: A Theory of Moneylenders », Working Paper n. 347.
- Mazhar, U. and Méon, P.-G, (2017), « Taxing the unobservable: The impact of the shadow economy on inflation and taxation ». *World Development*, 90:89–103.
- Nicolini, J. P, (1998), « Tax evasion and the optimal inflation tax ». *Journal of Development Economics*, 55(1), 215–232.

Nguyen, A., Dridi, J., Unsal, F. D, and Williams, O. H. (2015), « On the Drivers of Inflation in Sub-Saharan Africa », IMF Working Paper N°WP/15/189.

Petroni P, (1999), « Critical Values for Cointegration Tests in Heterogeneous Panels with Multiple Regressors », Oxford Bulletin of Economic and Statistics Vol. 61 (n°S1): p. 653-670.

Pedroni P, (2003), « Panel cointegration. Asymptotic and sample properties of pooled time series tests with an application to the PPP hypothesis », Econometric Theory.

Phelps E. S, (1968), « Money-Wage Dynamics and Labor Market Equilibrium », Journal of Political Economy, 76, 4, pp. 687-711.

Phillips A. W, (1958), « The Relation between Unemployment and the Rate of Change of MoneyWage Rates in the United Kingdom », *Economica*, 25, pp. 283-299.

Ramayah, M, and Teoh, E., (2016), « The Determinants of Inflation: An ASEAN Perspective. Taylor's Business Review, A Contemporary Business Journal. ISSN: 2232-0172, Vol 6, August 2016 pp. 49-72.

Sall, A K, (2016), « Les perspectives de ciblage de l'inflation dans les pays de l'Union Economique et Monétaire Ouest Africaine (UEMOA) », thèse de doctorat, Economies et finances. Université d'Orléans ; Université de Saint-Louis (Sénégal), 2016.

Samuelson P.A, et Solow R.M, (1960), « Analytical Aspects of Anti-Inflation Policy », *American Economic Review* 50, n° 2, pp. 177-94.

Sapir, J, (2012), « Inflation monétaire ou inflation structurelle ? », FMSH-WP-2012-14. 2012. <halshs-00712645>.

Slooman J., Wride A. and Garratt D, (2012), « Economics », 8th edition. Essex : Pearson.