

## **Réexamen des déterminants de l'inflation dans les pays en développement**

**Akim KORA GUERA \***

Centre de Recherche d'Economie (CRE)  
Faculté des Sciences Economique et de Gestion / Université d'Abomey-Calavi

**Résumé :** Cet article réexamine les déterminants de l'inflation, en s'appuyant sur un panel de 136 pays en développement sur la période 1996-2020. La démarche méthodologique est essentiellement basée sur les modèles ARDL, afin de distinguer les déterminants de court terme, de ceux de long terme. Nos investigations empiriques suggèrent qu'à court terme, la masse monétaire et le taux de croissance du PIB sont des déterminants significatifs de l'inflation, tandis qu'à long terme, en plus de ces variables citées, la stabilité politique et l'ouverture commerciale influencent significativement l'inflation. L'analyse de robustesse conduite sur un groupe de pays à faible inflation et un second à forte inflation met en évidence des déterminants spécifiques.

**Mots-clés :** Inflation, Croissance économique, ARDL.

### ***Revisiting the determinants of inflation in developing countries***

**Summary:** *This paper re-examines the determinants of inflation based on a sample of 136 developing countries over the period 1996-2020. The methodological approach is based on ARDL models that allow to appraise short run, as well as long run determinants. Our empirical investigations suggest that GDP and money supply growth are significant determinants, while in the long run, in addition to previous variables, political stability and openness to trade significantly affect inflation. The robustness analysis shows that inflation determinants can vary from led on country groups with different level of inflation.*

**Keywords:** *Inflation, economic growth, monetary policy, ARDL.*

**Classification JEL:** *E12 – E31 – E52 – O57.*

*Received for publication: 20221114.*

*Final revision accepted for publication: 20230601.*

---

\* Adresse de correspondance : [jude.eggoh@gmail.com](mailto:jude.eggoh@gmail.com). Cet article a été publié à titre posthume. Il restera comme un témoignage de la passion de Akim Kora Guera pour la recherche. Cet article a été édité par le Professeur Jude Eggoh et a bénéficié de la relecture attentive de Noukpo Homègnon, et Roméo Kédé.

## 1. Introduction

La connaissance des déterminants de l'inflation est indispensable pour les décideurs politiques et de surcroît pour les banques centrales, en raison du rôle qu'elles jouent dans la régulation des tensions inflationnistes. La maîtrise de l'inflation est l'objectif majeur de nombreuses banques centrales depuis plus d'un demi-siècle. Une forte inflation et une fluctuation des prix ne sont pas désirables, car cela entraînera une incertitude et un choc de poussée des coûts qui affectent naturellement la stabilité et la performance de l'économie. En conséquence, la faible inflation et la stabilité des prix sont toujours des objectifs visés par le décideur politique dans la conception de la politique monétaire. Une meilleure connaissance des sources de l'inflation est indispensable pour définir les stratégies de politiques monétaires visant à stabiliser les prix. En effet, les chocs sur les prix peuvent revêtir un caractère transitoire ou permanent et nécessiter selon les cas, l'intervention ou non de la banque centrale. Ce problème a amené plusieurs banques centrales à se focaliser sur le contrôle de l'inflation sous-jacente, c'est-à-dire, l'inflation qui est censée provenir des actions de la banque centrale et dont le calcul exclut ses potentielles sources de fluctuations à court terme.

Les économistes s'accordent généralement à dire que l'inflation peut provenir de plusieurs sources, résultant soit du déséquilibre entre l'offre et la demande, d'un excès de liquidité, et peut être un phénomène de court, moyen ou long terme. Fondamentalement, il existe plusieurs types d'inflation. Spécifiquement, à long terme, il est globalement admis que l'inflation est un phénomène monétaire, causée par une création excessive de la monnaie (Friedman, 1956). Cette perception monétariste a d'ailleurs conduit plusieurs banques centrales dans les années 70, en rapport avec la situation de stagflation observée à cette période, à opter pour une stratégie de contrôle de l'évolution de l'offre de monnaie, afin de garantir la stabilité. Plusieurs études empiriques ont ainsi mis en exergue la monnaie comme principal déterminant de l'inflation tant dans les pays développés (Gerlach et Svensson, 2003 ; Assenmacher-Wesche et Gerlach, 2006), que dans les pays en développement (Doé et Darisso, 1998 ; Fielding, 2004 ; Diop et *al.*, 2008 ; Barnichon et Peiris, 2008). En revanche, à court terme, l'évolution des prix serait influencée par des variables telles que le cours des matières premières, le taux de change, les mutations technologiques, les chocs climatiques (Loungani et Swagel, 2001 ; Fischer et *al.*, 2002 ; Barnichon et Peiris, 2008 ; Kinda, 2011).

De surcroît, d'autres facteurs institutionnels, naturels et sociopolitiques peuvent également impacter le niveau général des prix (Ntita Ntita et *al.* (2017) ). Certains facteurs seraient liés aux difficultés des gouvernements à impulser une croissance économique forte et durable avec des institutions fortes. À ce titre, l'inflation pourrait résulter de phénomènes qui n'incombent pas directement aux banques centrales, notamment la pénurie d'industries développées, la qualité des infrastructures, la gouvernance et la qualité des institutions, les guerres et troubles politiques. Par exemple, depuis 2020, l'économie mondiale a été frappée de plein fouet par la crise sanitaire liée à la Covid-19 et plus récemment par le conflit russo-ukrainien qui a pris de l'ampleur le 24 février 2022. Ces crises ont infligé un choc majeur aux marchés des produits de base, perturbant les structures mondiales du commerce, de la production et de la consommation, entraînant une hausse généralisée des prix. Selon les

données relatives au marché mondial des produits de base de mars 2022, le blé et le pétrole ont connu une hausse d'environ 50%, en un an. L'étude des déterminants de l'inflation est d'une importance majeure, car les résultats permettront de mieux comprendre la transmission des chocs et l'interrelation entre l'inflation et les facteurs économiques. Par conséquent, des actions appropriées peuvent être prises pour éviter une inflation élevée et ses effets négatifs sur l'économie.

L'objectif principal de cet article est d'investiguer les déterminants de l'inflation, en particulier dans les pays en développement, où elle a davantage sévi ces dernières décennies. L'analyse se base sur un large panel de 136 pays en développement et mobilise l'approche des modèles ARDL, qui présentent l'intérêt de distinguer les déterminants de court terme de ceux de long terme. Une telle attention est peu portée dans les études précédentes. De surcroît, nous approfondissons nos investigations à travers une analyse de robustesse qui met en évidence les déterminants de l'inflation suivant des groupes de pays constitués suivant le niveau d'inflation. En effet, l'inflation peut avoir des sources différentes, si elle est faible ou élevée, appelant donc à des politiques de réponse diversifiées.

Le reste de l'article est structuré comme suit. La section 2 présente la revue de littérature théorique et empirique sur les déterminants de l'inflation, tandis que la section 3 décrit l'approche méthodologique et présente les données. La section 4 analyse et discute les résultats empiriques obtenus. Enfin, la section 5 conclut l'article et propose des recommandations de politique économique.

## **2. Bref aperçu de la littérature**

La revue de littérature est structurée en deux étapes. D'abord, nous présentons les fondements théoriques de l'inflation. Ensuite, nous restituons une synthèse des contributions empiriques sur les déterminants de l'inflation, portant sur des échantillons de pays en développement.

### **2.1 Revue de littérature théorique**

D'un point de vue théorique, la littérature économique distingue plusieurs causes explicatives de l'inflation, certaines sont d'origine monétaire, d'autres trouvant leur racine dans l'économie réelle. Ces causes peuvent parfois se combiner entre elles et accélérer encore plus l'effet d'augmentation des prix. Il est de coutume de noter que les théories de l'inflation reposent sur le débat de la neutralité de la monnaie. Les injections monétaires auraient-elles un effet prix ou un effet volume ? Si toutes impulsions monétaires se traduisent uniquement par une variation de prix, alors la monnaie serait neutre. A contrario, la monnaie ne serait pas neutre si toutes impulsions agissent sur le volume.

Selon la théorie quantitative de la monnaie, le niveau général des prix est fonction de la quantité de monnaie en circulation, et la croissance de la masse monétaire est la cause première de l'inflation (Mankiw, 1998). L'approche monétaire de l'inflation est celle qui montre qu'il existe une relation de causalité entre la quantité de monnaie et le niveau général des prix. En effet, cette approche repose sur l'idée selon laquelle les variations de la masse monétaire entraînent des variations des prix. Autrement dit, les causes de l'inflation sont

toujours monétaires. Cette approche repose sur la théorie quantitative de la monnaie. La formulation la plus complète de cette théorie a été donnée par Fisher (1920).

Une explication alternative de la théorie de l'inflation est apportée par Keynes. Selon lui, la vitesse de circulation n'est pas constante. Elle fluctue selon les préférences des individus pour la liquidité. Si les agents économiques gardent une grande quantité d'encaisses, la vitesse de circulation sera faible. En revanche, la vitesse de circulation sera élevée si les agents ne gardent qu'une petite quantité d'encaisses.

A la fin des années 1960, Friedman (1969) tentait de réhabiliter la théorie quantitative de la monnaie. En effet, pour sa part, la demande de la monnaie n'est plus constante. Mais elle est une fonction stable de plusieurs variables, où les variations de la masse monétaire nominale expliquent les variations du revenu nominal (revenu réel multiplié par le niveau de prix) et non plus exclusivement du niveau des prix. Il focalisait son raisonnement sur la lenteur de l'ajustement des prix, et distingue les effets de court terme avec une rigidité des prix de ceux de long terme où les prix sont flexibles.

Contrairement aux keynésiens et aux néo-keynésiens qui soutiennent que la politique monétaire peut être utilisée pour doper la production, les nouveaux classiques pensent que la monnaie n'a pas d'influence dans la sphère réelle même à court terme, comme l'admettent les monétaristes. Il faut donc mener une politique monétaire rigoureuse de long terme à même de combattre efficacement l'inflation. Pour les nouvelles écoles classiques, l'augmentation de la masse monétaire non proportionnelle à celle des richesses est la cause de l'inflation en raison des mauvaises anticipations que cela crée. Dans l'analyse des nouveaux classiques, le rôle des anticipations est central dans l'inflation. Cependant, un débat existe sur la question de savoir si les anticipations sont adaptatives ou rationnelles.

L'origine de l'inflation n'est pas que monétaire. Concernant la théorie de l'inflation relative à la sphère économique, nous analysons le rôle exercé sur le prix à travers la demande puis par l'offre. Ces explications sont liées à un état provisoire du marché autrement dit sont de nature conjoncturelle. D'inspiration keynésienne, l'inflation par la demande se produit lorsque la demande globale est supérieure à l'offre globale. Ainsi, si l'offre des biens et services n'est pas élastique et est incapable de répondre à cet excès de demande, les prix sont poussés à la hausse pour rétablir l'équilibre. Selon certains économistes, la cause de l'inflation ne réside pas forcément dans la demande mais, elle peut provenir de l'offre. En effet, l'accroissement des prix peut être engendré par une augmentation ressentie au niveau du coût de production. Ainsi, les entreprises répercutent sur leurs prix de vente ce coût élevé. Ceci pourra provenir d'une augmentation des prix des matières premières. Par ailleurs, l'inflation par les coûts peut également provenir d'une augmentation des coûts du facteur travail (notamment la hausse de salaire), d'un renchérissement des matières premières, d'un accroissement des charges financières (coût du crédit), d'une hausse des prélèvements fiscaux.

L'inflation peut avoir pour origine les relations économiques et commerciales avec le reste du monde ; il s'agit donc de l'inflation importée. Un choc affectant un pays peut engendrer des répercussions dans tous les autres pays ayant un lien commercial ou financier avec ce dernier. Ainsi, l'envolée des prix des biens importés sur le marché mondial (matières premières, produits semi-finis, biens d'équipement, biens de consommation) influe sur les

prix domestiques. De même, la dépréciation de la monnaie d'un pays face à celles de ses partenaires commerciaux conduit à une augmentation du coût des produits importés. Ce renchérissement des importations est mécaniquement répercuté sur les prix de l'économie nationale et touche les ménages autant que les entreprises (Bezbakh, 2011).

## 2.2 Revue de littérature empirique

D'un point de vue empirique, les déterminants de l'inflation ont fait l'objet de plusieurs travaux dans les pays en développement. Plusieurs études empiriques ont été menées pour identifier les causes de l'inflation qui peuvent être économiques, monétaires, sociologiques, sociopolitiques ou même environnementales. Partant des données annuelles sur la période 1964-1998, Loungani et Swagel (2001) trouvent que les sources de l'inflation sont assez diverses dans 54 pays africains et asiatiques. L'étude révèle que la plus importante source de l'inflation est sa composante inertielle qui reflète l'inflation passée. Dans certains pays d'Amérique du Sud présentant des taux d'inflation élevés, la croissance de la masse monétaire et les changements du taux de change prédominent sur l'inflation inertielle. Ces auteurs ont montré que cette différence d'importance est liée à la différence des régimes de taux de change. Ainsi, la croissance de la masse monétaire et le taux de change sont bien plus importants dans les pays en régime de changes flexibles que ceux en régime de changes fixes où les facteurs inertiels dominent le processus inflationniste. Utilisant un modèle économétrique de type VAR, Toé et Hounkpatin (2007) ont évalué le lien entre l'évolution des variables monétaires et l'inflation. Ils ont montré l'existence à court terme d'une relation entre la masse monétaire et l'indice des prix à la consommation dans l'UEMOA. Par ailleurs, ils ont trouvé que l'inflation importée avec comme proxy l'indice des prix à la consommation en France et le taux de change effectif nominal ont un impact à court terme sur l'évolution de l'inflation dans l'union. En s'appuyant sur un modèle de panel estimé par les effets fixes sur la période allant de 1996 à 2016, Ntita Ntita *et al.* (2017) ont examiné les déterminants de l'inflation dans les six pays de la Communauté Économique et Monétaire de l'Afrique Centrale (CEMAC). Il ressort de l'analyse économétrique que la masse monétaire a un effet positif et significatif sur l'inflation au sein de la CEMAC, alors que la stabilité politique a un effet négatif et significatif sur l'inflation de cette zone. Ainsi, une bonne gestion de la masse monétaire ainsi que le maintien de la stabilité politique s'avèrent indispensables pour la maîtrise et le contrôle de l'inflation au sein de la zone CEMAC.

Se basant sur un modèle vectoriel à correction d'erreur, Mehyaoui (2018) a étudié les déterminants à long et à court termes de l'inflation en Algérie en utilisant des données annuelles couvrant la période allant de 1990 à 2015. Elle a conclu qu'à long terme, l'inflation est déterminée par les prix à l'importation, les dépenses publiques et le niveau du produit intérieur brut (PIB) et qu'à court terme, aucune relation significative n'a été identifiée entre l'inflation et les variables indépendantes. Chipili (2021) a évalué les déterminants empiriques de l'inflation en Zambie sur la période 1994-2019 en utilisant un modèle à correction d'erreur unique. Les résultats empiriques révèlent que les sources à long terme de l'inflation globale sont déterminées sur le marché du secteur extérieur où le taux de change et les prix mondiaux des produits non-alimentaires déterminent les prix intérieurs. À court terme, l'inflation globale est influencée par les mouvements du taux de change, les ajustements des prix de l'énergie, l'inflation importée d'Afrique du Sud et les changements des prix du maïs -contraintes d'approvisionnement-.

### 3. Approche méthodologique et données

La démarche méthodologique sera déclinée en deux étapes. D'abord, nous présenterons les tests de racine unitaire et de cointégration. Ensuite, nous procéderons à l'estimation du modèle ARDL.

#### 3.1 Tests de racine unitaire et de cointégration en panel

Dans le cadre de la présente étude, nous mobilisons le test de racine unitaire de deuxième génération CIPS proposé par Pesaran (2007), qui présente l'avantage de prendre en compte la dépendance transversale. Pour formuler un test de racine unitaire en panel prenant en compte la dépendance transversale, Pesaran (2007) considère la régression Cross-Sectional Augmented Dickey-Fuller (CADF) suivante, en estimant la méthode OLS pour le  $i^{\text{ème}}$  individu du panel :

$$\Delta y_{it} = \alpha_i + \rho_i y_{i,t-1} + c_i \bar{y}_{t-1} + \sum_{j=0}^k d_{ij} \Delta \bar{y}_{t-j} + \sum_{j=1}^k \delta_{ij} \Delta y_{i,t-j} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

où,  $\bar{y}_{t-1} = \left(\frac{1}{N}\right) \sum_{i=1}^N y_{i,t-1}$ , et  $t_i(N, T)$  est la  $t$ -statistic de l'estimateur de  $\rho_i$  dans

l'équation ci-dessus utilisée pour calculer les statistiques ADF individuelles. Pesaran a proposé la statistique de test CIPS suivante, basée sur la moyenne des statistiques CADF individuelles comme suit :

$$CIPS = \left(\frac{1}{N}\right) \sum_{i=1}^N t_i(N, T) \quad (2)$$

Les valeurs critiques du CIPS pour différents paramètres sont tabulées par Pesaran (2007).

A la suite du test de racine unitaire, nous testons la relation de cointégration en panel à l'aide des tests de Westerlund (2007). Il a établi quatre tests de cointégration de panel (Gt, Ga, Pt, Pa) basés sur le modèle à correction d'erreurs (ECM) pour évaluer l'hypothèse nulle d'absence de cointégration, subdivisés en deux catégories : les « groups mean statistics » et les statistiques en panel.

#### 3.2 Spécification du modèle et procédure d'estimation

Généralement, les approches courantes utilisées pour étudier les déterminants de l'inflation sont la cointégration et la méthode à correction d'erreur vectorielle. Nous utilisons le modèle à correction d'erreurs basé sur la modélisation Autoregressive Distributed Lag (ARDL) pour estimer la fonction d'inflation. La spécification générale de l'équation se présente comme suit :

$$INF = f(PIB_h, OUV, TMM, STA, DGO, IMP) \quad (3)$$

où INF, le taux d'inflation est fonction du taux de croissance du PIB par habitant ( $PIB_h$ ), du taux d'ouverture économique ( $OUV$ ), du taux de croissance de la masse monétaire ( $TMM$ ), de l'indice de stabilité politique ( $STA$ ), des dépenses gouvernementales ( $DGO$ ) et

des importations de biens et services (*IMP*). Ces différentes variables exogènes proviennent pour une large part de la littérature théorique et empirique sur les déterminants de l'inflation. Les modèles ARDL souffrent de certains problèmes économétriques compliquant leur estimation par les Moindres Carrés Ordinaires : colinéarité entre les variables explicatives (modèle DL), autocorrélation des erreurs (modèle AR). En panel, l'agrégation peut conduire à des estimations biaisées lorsque les coefficients de pente varient entre les pays (Pesaran et Smith, 1995). Pour pallier ce problème d'estimations biaisées, une solution consiste à estimer pour chaque pays pendant la période puis calculer la moyenne des coefficients estimés fondée sur la méthode dite des « Mean Group ». Cependant, cette méthode ne donne de résultats cohérents que si la dimension du panel tend vers l'infini (Pesaran et Smith, 1995). Lorsqu'on dispose d'échantillons de petite taille, une autre option consiste à utiliser un estimateur fondé sur la méthode dite des « Pooled Mean Group » (PMG). Dans ce cas, les coefficients de long terme sont uniformes, mais les coefficients de court terme ne le sont pas. Cet estimateur permet d'établir une distinction entre la dynamique de court terme et celle de long terme et de tenir compte de l'hétérogénéité des pays. Cette méthode permet également de résoudre les problèmes d'endogénéité et d'hétérogénéité dans une spécification dynamique. De façon formelle, le modèle ARDL avec  $p$  retards de  $Y$  et  $q$  retards de  $X$ , ARDL ( $p, q$ ) de Pesaran, Shin et Smith (1999), se présente comme suit :

$$Y_{i,t} = \sum_{j=1}^p \lambda_{i,j} Y_{i,t-j} + \sum_{j=0}^q \delta_{i,j} X_{i,t-j} + \varepsilon_{i,j} \tag{3}$$

où le nombre de pays  $i = 1, 2, \dots, N$ , et le nombre de périodes  $t = 1, 2, \dots, T$ .  $Y_{i,t}$  est la variable pour l'inflation ;  $X_{i,t}$  sont  $k \times 1$  vecteur de variables explicatives  $\delta_{i,j}$  sont  $k \times 1$  vecteurs de coefficients pour chaque pays  $i$  ;  $\lambda_{i,j}$  sont des scalaires et  $\varepsilon_{i,j}$  est un terme de perturbation de moyenne nulle et de variance  $\sigma^2$ . L'équation 3 peut être reparamétrisée et exprimée en un modèle à correction d'erreur écrit comme suit :

$$\Delta Y_{i,t} = \phi_i Y_{i,t-1} + \gamma_i X_{i,t} + \sum_{j=1}^{p-1} \lambda_{i,j}^* \Delta Y_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{q-1} \delta_{i,j}^* \Delta X_{i,t-j} + \varepsilon_{i,j} \tag{4}$$

Où  $\phi_i = -\left(1 - \sum_{j=1}^p \lambda_{i,j}\right)$  ;  $\gamma_i = \sum_{j=0}^q \delta_{i,j}$  ;  $\lambda_{i,j}^* = -\sum_{m=j+1}^p \lambda_{i,m}$ ,

$j = 1, 2, \dots, p - 1$  ;  $\delta_{i,j}^* = -\sum_{m=j+1}^q \delta_{i,m}$  ;  $j = 1, 2, \dots, q - 1$  ;  $\phi_i \neq 0$  est la vitesse d'ajustement. La relation à long terme entre  $Y_{i,t}$  et  $X_{i,t}$  peut être écrite comme :

$$Y_{i,t} = -(\gamma_i / \phi_i) X_{i,t} + \eta_{i,t} \tag{5}$$

où  $\eta_{i,t}$  est un processus stationnaire et  $\theta_i = -(\gamma_i / \phi_i)$  sont les coefficients à long terme sur  $X_{i,t}$  qui sont identiques pour tous les individus.

L'estimation PMG des coefficients à long terme est effectuée conjointement dans tous les pays de notre échantillon de panel et les deux groupes de pays retenus (pays à faible inflation et pays à forte inflation) par la procédure décrite ci-dessus. Ensuite, l'estimation des coefficients de court terme, des effets spécifiques pays et des variances d'erreur spécifiques

au pays est effectuée pays par pays, par la méthode du maximum de vraisemblance et en utilisant les estimations des coefficients de long terme obtenus auparavant. Nous rapportons également des résultats d'estimation basés sur l'estimateur du groupe moyen (MG), qui est la moyenne des estimations des pays. L'estimateur MG est cohérent mais moins efficace que l'estimateur PMG sous l'hypothèse nulle d'homogénéité de la pente à long terme. Enfin, nous présentons l'estimation des effets fixes dynamiques (DFE), qui suppose une parfaite homogénéité des coefficients à long terme et à court terme. Nous discriminons entre les modèles PMG et MG en appliquant un test de Hausman pour tester l'hypothèse nulle d'une différence non-systématique entre les coefficients du modèle. En outre, il sert également de critère de choix entre MG et DFE, notamment en testant l'hypothèse nulle d'un biais d'endogénéité minimal récurrent dans les modèles à effets fixes dynamiques.

### 3.3 Variables et données

L'étude utilise les données annuelles de sept variables macroéconomiques et couvre un large panel de 136 pays en développement<sup>2</sup>, sélectionnés en fonction de la disponibilité des données, sur la période 1996-2020<sup>3</sup>. Ces données proviennent des bases de données de World Development Indicators (WDI, 2021), de World Governance Indicators (WGI, 2021) de la Banque Mondiale d'une part et d'autre part celle de la CNUCED (2021) et du FMI (2021). Ces 136 pays sont classés en deux groupes : pays à forte inflation et pays à faible inflation. Ce classement est effectué en se basant sur les résultats des travaux récents de Shapran et Britchenko (2021). En faisant une analyse des tendances mondiales dans la fixation de la cible d'inflation et du corridor acceptable des fluctuations de la cible d'inflation, ils ont conclu que la plupart des pays fixent l'objectif d'inflation à 5 % ou moins, et que le niveau du corridor de fluctuations en termes relatifs oscille autour de 20 à 50 % de la valeur cible. Par conséquent, dans le cadre de notre travail de recherche, nous allons classer tous les pays en développement ayant une moyenne d'inflation strictement supérieure à 5,0% sur la période d'étude comme étant des pays à forte inflation. Sur cette base, 75 pays de notre échantillon sont considérés à forte inflation, tandis que 61 sont classés dans la catégorie des pays à inflation faible.

Les statistiques descriptives de notre échantillon de pays en développement sont résumées dans le tableau 1. Entre 1996 et 2020, le niveau moyen de la croissance du PIB par habitant dans notre échantillon de panel s'établit à 2,2%, avec une variabilité de 6,7, signe d'une instabilité dans le processus de croissance économique. Quant au taux l'inflation, son niveau moyen est de 35,7%, avec une très forte variabilité, reflétant une dynamique globale de l'évolution du niveau général des prix. Pour ce qui est des autres variables du modèle, on note qu'en moyenne sur la période d'étude, le taux de croissance de la masse monétaire est de 17,6% tandis que le taux d'ouverture économique est de 63,2%. Alors que les dépenses gouvernementales s'établissent en moyenne à 99,4% du PIB, les importations de biens et services sont en moyenne de 44,1% du PIB sur la période d'étude.

---

<sup>2</sup> La liste des pays est présentée en Annexe 1.

<sup>3</sup> La liste des variables est présentée en Annexe 2.

**Tableau 2 : Statistiques descriptives**

Variables	Observations	Moyenne	Ecart-type	Minimum	Maximum
INF	3 400	35,69	1173,638	-72,730	65374,08
PIBh	3 400	2,17	6,77	-62,378	140,367
OUV	3 400	63,214	40,54	0,197	435,219
TMM	3 400	17,603	73,76	-99,864	4105,573
STA	3 400	-0,293	0,902	-3,181	1,431
DGO	3 400	99,432	25,29	8,392	200,971
IMP	3 400	44,131	23,275	0,018	221,01

#### 4. Résultats des estimations du modèle et discussions

Dans ce paragraphe, nous allons présenter dans un premier temps les résultats des tests statistiques et estimations économétriques que nous avons appliqués au panel de l'ensemble des 136 pays en développement. Dans un second temps, nous présentons les résultats des estimations pour les deux sous-groupes du panel.

##### 4.1 Tests préliminaires

Les résultats du test de corrélation sont consignés dans le tableau en Annexe 3. D'après ces résultats, nous concluons à l'existence d'une très faible corrélation entre les variables du modèle, signifiant que l'inclusion de toutes ces variables dans un même modèle ne posera aucun problème de multicollinéarité. Par ailleurs, nos résultats, rapportés dans le tableau en Annexe 4, appuient la présence d'une dépendance transversale pour l'ensemble du panel. Compte tenu de l'existence d'une dépendance transversale, nous examinons la stationnarité à l'aide des tests de racine unitaire de deuxième génération introduits par Pesaran (2007). Nous avons effectué les tests en niveau et en différence première de chaque variable avec l'introduction d'une tendance et d'une constante dans le modèle. Les résultats indiquent que toutes les variables pour l'ensemble du panel sont intégrées d'ordre 0 (à l'exception du taux d'ouverture commerciale et des dépenses nationales brutes du gouvernement qui sont intégrés d'ordre 1 au seuil de 5%)<sup>4</sup>.

Comme annoncé dans l'approche méthodologique, nous avons ensuite utilisé les tests de Westerlund (2007) pour examiner l'existence d'une relation de cointégration entre les différentes variables retenues. Selon les résultats consignés dans le tableau en Annexe 5, l'hypothèse nulle est rejetée indiquant l'existence d'une relation de cointégration à long terme entre les variables du modèle.

Les estimations doivent être faites après avoir sélectionné les retards optimaux. Ces retards optimaux sont obtenus à partir des critères d'information MAIC, MQIC et MBIC. Le retard optimal varie entre une et quatre périodes, en fonction de la variable. Sur la base des résultats obtenus (Cf. Annexe 6), nous retenons que le modèle ARDL (1 1 1 1 1 1) est le modèle idéal aussi bien pour l'ensemble du panel des 136 pays en développement que pour les deux autres panels (pays à faible inflation et pays à forte inflation).

<sup>4</sup> Les résultats des tests de racine unitaire peuvent être fournis sur demande auprès de l'auteur correspondant.

## 4.2 Résultats des estimations

Les résultats de nos estimations à l'aide des estimateurs Mean Group (MG), Pooled Mean Group (PMG) et Dynamic Fixed Effects (DFE) sont consignés dans le Tableau 2. Afin de choisir le modèle adéquat, nous avons effectué le test de Hausman. Le Tableau 2 présente également les résultats du test de Hausman qui évaluent l'hypothèse nulle de l'homogénéité de la pente à long terme. Le premier test de Hausman est effectué sur les modèles MG et PMG. La p-value (0,811) associée à la statistique de Chi2 calculée (2,98) est supérieure au seuil de 5%.

**Tableau 2 : Résultats de l'estimation des déterminants de l'inflation sur l'échantillon global**

Variables	Méthodes d'estimation			
	PMG	PMG <sup>a</sup>	MG	DFE
<b>Coefficients de long terme</b>				
LPIBh	-0,069*** (0,003)	0,081*** (0,000)	-0,346 (0,275)	-0,073** (0,039)
LOUV	0,383*** (0,000)	0,735*** (0,000)	5,284 (0,272)	0,847 (0,353)
LCMM	0,212*** (0,000)	0,265*** (0,000)	1,180 (0,177)	0,296*** (0,000)
STA	-0,362*** (0,000)	-0,356*** (0,000)	-1,552 (0,215)	0,285*** (0,000)
LDGO	-0,165 (0,340)		9,730 (0,382)	0,006 (0,982)
LIMP	0,148 (0,145)		-1,187 (0,534)	0,102 (0,366)
EC	-0,573*** (0,000)	-0,610*** (0,000)	-0,877*** (0,000)	-0,607*** (0,000)
<b>Coefficients de court terme</b>				
ΔLPIBh	-0,050** (0,020)	-0,017 (0,279)	-0,043 (0,390)	-0,007 (0,660)
ΔLOUV	0,626 (0,155)		0,844 (0,139)	0,294** (0,003)
ΔLTMM	0,143*** (0,000)	0,133*** (0,000)	0,108*** (0,000)	0,116*** (0,000)
ΔSTAB	0,069 (0,446)		0,002 (0,986)	-0,074 (0,257)
ΔLDG	-0,855 (0,378)		-0,714 (0,512)	-0,368* (0,060)
ΔLIMP	0,713 (0,143)		-0,181 (0,774)	0,238** (0,003)
Constante	-0,370*** (0,000)	-1,432*** (0,000)	-7,263 (0,109)	-0,051 (0,943)
<b>Test de Hausman (p-value)</b>				
Chi2 (MG : PMG)	2,98 (0,811)			
Chi2 (PMG : DFE)	14,60 (0,024)			
Nombre d'observations	3 400			
Nombre de pays	136			

Notes : Les valeurs entre parenthèses représentent les p-values ; \*\*\* p<0,01 ; \*\* p<0,05 ; \* p<0,1. Toutes les variables exogènes sont en logarithme népérien à l'exception de la stabilité politique.

Ainsi, nous concluons que l'estimateur PMG est préféré à celui MG. Nous réalisons ensuite le test de Hausman sur les modèles PMG et DFE. La statistique de Chi2 est égale à 14,60. La p-value associée à la statistique de Chi2 est inférieure à 0,05. Par conséquent, l'estimateur PMG est préférable à ceux des MG et DFE. Les résultats de régression fournis par les trois estimateurs restent relativement proches, suggérant la robustesse de nos estimations. En raison de la prédominance statistique de l'estimateur des PMG sur ceux des MG et des DFE, nous concentrons la discussion sur les résultats des PMG. Ainsi, à court terme, le taux de croissance de la masse monétaire ainsi que le taux de croissance du PIB par habitant ont des effets significatifs sur le taux d'inflation pour l'échantillon global. A long terme, le comportement de la variation de l'inflation est fortement influencé par les variations de la masse monétaire, du PIB par habitant, de l'ouverture économique et de l'indice de la stabilité politique.

D'après les résultats des estimations, le coefficient de correction d'erreur (ou vitesse d'ajustement) est négatif (-0,573) et significativement différent de zéro. La valeur négative de la vitesse d'ajustement suggère que l'impact des chocs sur l'inflation diminue avec le temps. En d'autres termes, les chocs sur notre variable d'intérêt se corrigent. Cela signifie qu'il existe un mécanisme à correction d'erreur qui se traduit par la convergence vers un équilibre à long terme entre l'inflation et ses déterminants.

### **4.3 Analyse de robustesse**

Afin de tester la robustesse des résultats issus de l'estimateur des PMG, nous avons retiré les variables non significatives figurant aussi bien dans le modèle de court terme que de long terme. Il s'agit notamment des dépenses nationales brutes du gouvernement et les importations de biens et services pour le modèle de long terme et le taux d'ouverture commerciale, l'indicateur de stabilité politique, les dépenses nationales brutes du gouvernement et les importations de biens et services pour le modèle de court terme. Les résultats issus de nos estimations à l'aide de l'estimateur des PMG sont consignés dans le Tableau 2. Nous concluons que les résultats obtenus précédemment sont robustes, car les variables qui étaient significatives en utilisant l'estimateur PMG le sont toujours, à l'exception du taux de croissance du PIB par tête dans le modèle de court terme. Les déterminants de l'inflation peuvent varier en fonction du niveau d'inflation. Ainsi, les ressorts de l'inflation dans les pays à forte inflation peuvent être différents de ses causes dans les pays à faible inflation. En référence au critère défini dans l'approche méthodologique, sont considérés comme pays à forte inflation, les pays dans lesquels la moyenne du taux d'inflation est supérieure à 5 %. Dans le cas contraire, le pays est considéré comme à faible inflation. Dans la suite de l'analyse de robustesse, nous estimons à nouveau les déterminants de l'inflation sur les deux sous-groupes de pays : pays à faible inflation et pays à forte inflation.

#### **4.3.1 Cas du panel des pays ayant une faible inflation**

Respectant rigoureusement l'approche méthodologique mobilisée au niveau de l'ensemble du panel des 136 pays, les différents tests de spécification et de diagnostic ont été effectués. Les statistiques descriptives consignées dans l'Annexe 7 suggèrent que le niveau moyen de l'inflation dans le groupe de pays à faible inflation est de 2,8% avec une variabilité de l'ordre de 3,2. Quant au taux moyen de croissance du PIB par tête, il est de 1,9% avec une

variabilité de 7,1, signe d'une instabilité dans le processus de croissance économique. Par ailleurs, nos résultats indiquent la présence d'une dépendance transversale pour le panel des pays à faible inflation (Annexe 4). S'agissant des résultats des tests de cointégration de Westerlund (2007), ils permettent de conclure à l'existence d'une relation de cointégration entre les variables contenues dans le panel des pays à faible inflation conditionnant même l'estimation des coefficients de court et long terme desdites variables (Annexe 5). Les résultats de nos estimations à l'aide des estimateurs Mean Group (MG), Pooled Mean Group (PMG) et Dynamic Fixed Effects (DFE) sont consignés dans le Tableau 3.

Le test de Hausman suggère que les résultats de l'estimateur des PMG est préférable à celui des MG et des DFE. Par conséquent, nous allons focaliser notre analyse sur les résultats issus de l'estimation PMG. A court terme, seul le taux de croissance de la masse monétaire a un effet significatif sur le taux d'inflation. En revanche à long terme, la masse monétaire, le taux de croissance du PIB par tête, le taux d'ouverture commerciale et l'indice de la stabilité politique influencent significativement le taux d'inflation. Enfin, nous constatons qu'il existe un mécanisme à correction d'erreur, traduisant un retour à l'équilibre du taux d'inflation, puisque le coefficient de correction est négatif et significatif au seuil de 1%.

#### **4.3.2 Cas du panel des pays ayant une forte inflation**

La même démarche méthodologique est appliquée à l'inflation de pays à forte inflation, c'est-à-dire pour lequel le niveau moyen du taux d'inflation est supérieur à 5 %. Les résultats des statistiques descriptives (Annexe 8) montrent que la moyenne de l'inflation dans ce second groupe est de 62,4% avec une très forte variabilité. Quant au niveau moyen du taux de croissance du PIB par tête, il s'établit à 2,4% avec une variabilité de 6,5 ; signe d'une instabilité dans le processus de croissance économique. En outre, nos résultats indiquent la présence d'une dépendance transversale pour le panel des pays à forte inflation (Annexe 4). Par ailleurs, nous concluons à l'existence d'une relation de cointégration entre les variables contenues dans ce panel conditionnant même l'estimation des coefficients desdites variables (Annexe 5).

**Tableau 3 : Résultats de l'estimation des déterminants de l'inflation sur l'échantillon de pays à faible inflation**

Variables	Méthodes d'estimation		
	PMG	MG	DFE
<b>Coefficients de long terme</b>			
LPIBh	-0,075** (0,050)	-0,158 (0,252)	-0,024 (0,623)
LOUV	0,548*** (0,000)	1,021 (0,285)	0,375** (0,042)
LCMM	0,124*** (0,000)	0,111* (0,083)	0,161*** (0,000)
STA	-0,331*** (0,000)	-0,238 (0,361)	-0,054 (0,562)
LDGO	0,279 (0,480)	-0,860 (0,641)	-0,008 (0,986)
LIMP	-0,193 (0,358)	1,086 (0,300)	0,046 (0,866)
<b>Coefficient de la correction d'erreur</b>	<b>-0,693*** (0,000)</b>	<b>0,979*** (0,000)</b>	<b>-0,752*** (0,000)</b>
<b>Coefficients de court terme</b>			
ΔLPIBh	-0,051 (0,161)	-0,067 (0,486)	-0,017 (0,552)
ΔLOUV	1,117 (0,164)	1,757 (0,113)	0,540 (0,011)
ΔLTMM	0,126*** (0,000)	0,117** (0,010)	0,112*** (0,000)
ΔSTA	0,073 (0,640)	-0,047 (0,838)	-0,123 (0,251)
ΔLDGO	1,720 (0,207)	1,805 (0,332)	-0,444 (0,276)
ΔLIMP	0,452 (0,604)	-1,192 (0,313)	0,420 (0,157)
Constante	-1,573*** (0,000)	-7,234 (0,297)	-0,962 (0,487)
<b>Test de Hausman (p-value)</b>			
Chi2 (MG : PMG)	2,22 (0,899)		
Chi2 (PMG : DFE)	13,96 (0,030)		
Observations	1 525	1 525	1 525
Nombre de pays	61	61	61

Notes : Les valeurs entre parenthèses représentent les p-values. \*\*\* p<0,01 ; \*\* p<0,05 ; \* p<0,1. Toutes les variables exogènes sont en logarithme népérien à l'exception de la stabilité politique.

**Tableau 4 : Résultats de l'estimation des déterminants de l'inflation sur l'échantillon de pays à forte inflation**

Variables	Méthodes d'estimation		
	PMG	MG	DFE
<b>Coefficients de long terme</b>			
LPIBh	-0,061** (0,042)	-0,497 (0,379)	-0,110** (0,029)
LOUV	-0,044 (0,602)	8,747 (0,314)	0,051 (0,658)
LCMM	0,321*** (0,000)	2,051 (0,195)	0,425*** (0,000)
STA	-0,428*** (0,000)	-2,638 (0,243)	-0,411*** (0,000)
LDGO	-0,026 (0,905)	18,644 (0,354)	0,124 (0,719)
LIMP	0,546*** (0,000)	-4,269 (0,428)	0,059 (0,663)
<b>Coefficient de la correction d'erreur</b>	<b>-0,490*** (0,000)</b>	<b>0,790*** (0,000)</b>	<b>-0,505*** (0,000)</b>
<b>Coefficients de court terme</b>			
ΔLPIBh	-0,053** (0,038)	-0,027 (0,562)	-0,012 (0,532)
ΔLOUV	0,248 (0,590)	0,086 (0,861)	0,112 (0,307)
ΔLTMM	0,154*** (0,000)	0,103 (0,016)	0,103*** (0,000)
ΔSTA	0,061 (0,564)	0,039 (0,757)	-0,085 (0,280)
ΔLDGO	-3,222 (0,014)	-2,826 (0,021)	-0,430 (0,056)
ΔLIMP	1,060* (0,052)	0,637 (0,303)	0,251*** (0,001)
Constante	-0,445*** (0,000)	-8,260 (0,170)	-0,164 (0,841)
<b>Test de Hausman (p-value)</b>			
Chi2 (MG : PMG)	1,77 ; (0,939)		
Chi2 (DFE : PMG)	8,13 ; (0,228)		
Observations	1 875	1 875	1 875
Nombre de pays	75	75	75

Notes : Les valeurs entre parenthèses représentent les p-values. \*\*\* p<0,01 ; \*\* p<0,05 ; \* p<0,1. Toutes les variables exogènes sont en logarithme népérien à l'exception de la stabilité politique.

Les résultats de nos estimations à l'aide des estimateurs Mean Group (MG), Pooled Mean Group (PMG) et Dynamic Fixed Effects (DFE) sont consignés dans le Tableau 4. Comme annoncé dans notre approche méthodologique plus haut, le choix de l'estimateur revient à faire un test de Hausman. Les résultats de ce test nous suggèrent que l'estimateur des PMG domine celui des MG et DFE. Ainsi, notre analyse se portera sur les résultats issus de l'estimation PMG. Les variables ayant des effets significatifs à court terme sur le taux

d'inflation dans l'échantillon de pays à forte inflation sont le taux de croissance de la masse monétaire et celui du PIB par habitant. A long terme, la variation des prix est non seulement influencée par le taux de croissance de la masse monétaire et celui du PIB par tête, mais également par les importations de biens et services et l'indice de la stabilité politique. Enfin, selon les résultats de nos estimations, nous constatons qu'il existe un mécanisme à correction d'erreur. En effet, le coefficient de correction d'erreur est négatif et significatif au seuil d'erreur de 1 %.

#### 4.4 Discussions

Les résultats obtenus indiquent que le contrôle de l'inflation nécessite aussi bien une certaine maîtrise d'autres variables qui dans un sens ou un autre l'influencent. Notre étude a considéré différents déterminants traditionnels de l'inflation dans la littérature économique notamment le taux de croissance de la masse monétaire, le taux de croissance du PIB par habitant, le taux d'ouverture commerciale, les importations des biens et service, les dépenses gouvernementales et la stabilité politique. Les résultats obtenus suggèrent que toutes les variables retenues à l'exception des dépenses nationales brutes du gouvernement ont un effet significatif au seuil de 5% sur l'inflation à long terme aussi bien sur l'échantillon global, qu'en ce qui concerne les pays à faible inflation ou les pays à inflation élevée. Ces résultats corroborent ceux de Nguyen *et al.* (2015) et Ntita Ntita *et al.* (2017). Ce résultat vient confirmer la célèbre phrase de Friedman (1968), « *l'inflation est toujours et partout un phénomène monétaire en ce sens qu'elle est et qu'elle ne peut être générée que par une augmentation de la quantité de monnaie plus rapide que celle de la production* ». Selon Friedman, un excédent de l'offre de monnaie par rapport aux encaisses réelles nécessaires pour les agents économiques, se traduit par une augmentation du niveau général des prix. Par conséquent, on peut admettre que l'inflation est fondamentalement un phénomène monétaire, et qu'elle serait causée par une trop grande création de la monnaie (Friedman, 1956). La gestion rigoureuse de la masse monétaire par les autorités monétaires est donc justifiée à travers une politique adaptée de la monnaie et du crédit. L'objectif principal de cette politique est la maîtrise de l'inflation qui devrait favoriser une stabilité interne et externe de la monnaie.

L'ouverture économique a un effet positif et significatif à long terme sur le taux d'inflation aussi bien au niveau de l'échantillon global, qu'en ce qui concerne le panel des pays à faible inflation. En revanche, elle n'est pas significative dans le panel des pays à inflation forte. Ce résultat est contraire à ceux d'Iyoha (1973), Rogoff (1985) et Temple (2002) qui ont conclu l'existence d'une relation négative entre le niveau de l'inflation et le degré d'ouverture. A long terme, le taux de croissance du PIB par habitant a un effet négatif et significatif sur le taux d'inflation, quel que soit l'échantillon. Ce résultat diffère des conclusions de Ntita Ntita *et al.* (2017) qui ont trouvés que le taux de croissance du PIB par habitant n'est pas un déterminant capital de l'inflation dans les pays de la CEMAC.

A long terme, la stabilité politique a un effet négatif et significatif sur le taux d'inflation aussi bien pour l'ensemble des pays en développement, qu'en ce qui concerne les deux groupes de pays. Autrement dit, la stabilité politique réduit très sensiblement l'inflation. En effet, une augmentation de l'indice de stabilité politique de 1% entraîne une baisse de 0,36% du taux d'inflation au niveau de l'échantillon global. Cette baisse est d'environ 0,33% et 0,43% respectivement pour l'échantillon à faible inflation et l'échantillon à forte inflation.

La stabilité politique est en conséquence plus indispensable pour la stabilité des prix, dans les pays caractérisés par des crises inflationnistes. Ntita Ntita et *al.* (2017) ont trouvé un résultat semblable en concluant que la stabilité politique a un effet négatif et très significatif sur l'inflation. Le contrôle de la stabilité politique permet donc de réduire l'inflation. Ainsi, la stabilité politique a un effet négatif sur la fluctuation des prix et par ricochet, un environnement stable du point de vue politique permet aux autorités d'avoir au mieux un contrôle et une maîtrise de l'évolution des prix afin d'assurer le respect de la norme retenue dans le cadre de la surveillance multilatérale. Enfin, l'instabilité politique peut conduire à l'inefficacité de la politique monétaire de la Banque centrale, ce qui peut engendrer des niveaux d'inflation plus élevés.

## 5. Conclusion

Cet article réexamine les déterminants de l'inflation à partir d'un large panel de 136 pays sur la période 1996 à 2020. L'approche méthodologique se base essentiellement sur les modèles ARDL, qui permettent d'étudier la relation de court terme et de long terme, entre l'inflation et un ensemble de variables exogènes inspirées par la littérature : le taux de croissance du PIB par habitant, le taux d'ouverture commerciale, le taux de croissance de la masse monétaire, la stabilité politique, des dépenses nationales brutes du gouvernement et des importations de biens et services. Les résultats obtenus suggèrent qu'à court terme, seuls les taux de croissance de la masse monétaire et du PIB par habitant ont des effets significatifs sur le taux d'inflation au niveau de l'échantillon global et en ce qui concerne le panel des pays à inflation forte. Quant au panel des pays à faible inflation, la seule variable ayant un effet significatif à court terme sur le niveau général des prix est le taux de croissance de la masse monétaire.

A long terme, le taux de la masse monétaire, le taux de croissance du PIB par habitant, l'ouverture économique et de la stabilité politique influencent significativement l'inflation, aussi bien au niveau de l'échantillon global, qu'en ce qui concerne les pays à faible inflation. Quant au panel des pays à forte inflation, toutes les variables identifiées à l'exception du taux d'ouverture commerciale constituent des déterminants fiables de l'inflation. Enfin, nos résultats mettent en évidence au niveau des différents sous-groupes de pays, qu'au niveau de l'échantillon global, l'existence d'un phénomène de retour à l'équilibre du taux d'inflation, en raison du coefficient négatif et significatif du coefficient de correction d'erreur.

Les résultats de cet article permettent de faire deux recommandations majeures en vue de maîtriser l'inflation. Dans un premier temps, il faudra soutenir des politiques visant à accroître l'offre de production afin de limiter l'inflation importée. L'innovation technologique dans les domaines de la production et le développement industriel sont des alliés importants pour atteindre cet objectif. Ensuite, le maintien de la stabilité politique par les gouvernements afin de créer un environnement permettant aux Banques centrales de mettre en œuvre une politique monétaire permettant une stabilité de masse monétaire, en vue de contrôler les prix.

## 6. Références bibliographiques

- Ackley G. (1978). *Microeconomics: Theory and policy*. New York: Collier Macmillan.
- Assenmacher-Wesche, K. et Gerlach, S. (2006). Interpreting euro area inflation at high and low frequencies. *BIS Working paper N°195*, BIS.
- Barnichon R., Peiris S. (2008). Sources of inflation in sub-Saharan Africa. *Journal of African Economies*, 17(5), 729–746.
- Bezbakh P. (2011). Inflation et désinflation. 6ème édition. *Repère La découverte*, Paris.
- Chipili J. M. (2021). Dynamique de l'inflation en Zambie. Document de politique générale n°742, *Consortium pour la Recherche Economique en Afrique*.
- Diop A., Dufrenot G., Sanon, G. (2008). Long-run determinants of Inflation in WAEMU. *IMF Publications*. International Monetary Fund, Washington D.C.
- Doé L., Darisso S. (1998). De l'origine monétaire de l'inflation dans les pays de l'UEMOA. *Notes d'informations et statistiques (NIS) de la BCEAO n°480*.
- Fielding D. (2004). The characteristics of macroeconomic shocks in the CFA Franc zone. *Journal of African Economies*, 13, 488-517.
- Fisher I. (1920) *The purchasing power of money: Its determination and relation to credit, interest and crises*. New York: Macmillan Company.
- Fischer S., Sahau R., Vegh C. (2002). Modern hyper- and high inflations. *Journal of Economic Literature*, 40(3), 837–880.
- Friedman, M. (1956) The Quantity Theory of Money: A Restatement. In: Friedman, M., Ed., *The Optimum Quantity of Money*, Aldine Publishing Company, Chicago, 3-41.
- Friedman M. (1968). The role of monetary policy. *American Economic Review* 58, 1-17.
- Friedman M. (1969). "The Optimum Quantity of Money." In M. Friedman (ed.) *The Optimum Quantity of Money and Other Essays*. Chicago: University of Chicago Press.
- Gerlach S., Svensson L. (2003). Money and inflation in Euro area: a case for monetary indicators. *Journal of Monetary Economics*, 50, 1649–1672.
- Iyoha M. A. (1973). Inflation and openness in less developed economies: A cross-country analysis. *Economic Development and Cultural Change*, 22(1), 31–38.
- Johnson H. E. (1970). *Essays in monetary economic*, 2nd Ed. *Cambridge: Havard University Press*.
- Kemmerer E. W. (1942). *The ABC of inflation*. New York: McGraw-Hill.
- Keynes J. M. (1955). *Théorie générale de l'emploi, de l'intérêt et de la monnaie*. *PAYOT Paris*.

- Kinda T. (2011). Modeling inflation in Tchad. *IMF Working paper N°11/57*, International Monetary Fund, Washington D.C.
- Mehyaoui O. (2018). Analyse empirique des déterminants de l'inflation en Algérie. *Revue Algérienne d'Economie de Gestion*, 12(01), 1–25.
- Loungani P., Swagel P. (2001). Sources of inflation in developing countries. *IMF Working paper N°WP 01/198*, International Monetary Fund, Washington D.C.
- Mankiw G. (1998). Principe de l'économie : l'inflation, ses causes et ses coûts. *Nouveau Horizon*, 159–187.
- Nguyen A., Dridi A., Unsal, F., Williams O. (2015). On the drivers of inflation in sub-Saharan Africa. *IMF Working paper N°15/189*, International Monetary Fund, Washington D.C.
- Ntita Ntita, J., Kazadi Ntita, F., Ntanga Ntita J. D. (2017). Determinants of inflation in central african economic and monetary community (CAEMC). *Munich Personal RePEc Archive (MPRA)*, Université Officielle de Mbuji-Mayi.
- Pesaran M. H., Smith R. (1995). Estimating long-run relationships from dynamic heterogeneous panels. *Journal of Econometrics*, 68(1), 79–113.
- Pesaran, M. H., Shin, Y., Smith, R. P. (1999). Pooled mean group estimation of dynamic heterogeneous panels. *Journal of the American statistical Association*, 94(446), 621-634.
- Pesaran H. M. (2004). General diagnostic tests for cross section dependence in panels. (Cambridge working papers in economics N°0435). *Faculty of Economics, University of Cambridge*.
- Pesaran H. M. (2007). A simple panel unit root test in the presence of cross-section dependence. *Journal of Applied Econometrics*, 22(2), 265–312.
- Rogoff K. (1985). The Optimal degree of commitment to an intermediate monetary target. *Quarterly Journal of Economics*, 100(4), 1169–1190.
- Shapran V., Britchenko, I. (2021). The establishment of the inflation target and the corridor of fluctuations of the target: analysis of world trends and practice in Ukraine. ISSN 2534-9228, 2021 VUZF review, 6(3), 13–20.
- Temple J. (2002). Openness, inflation, and the Phillips curve: a puzzle. *Journal of Money, Credit and Banking*, 34, 450–468.
- Toé M. D., Hounkpatin, M. (2007). Lien entre la masse monétaire et l'inflation dans les pays de l'UEMOA. BCEAO, DER/07/02 - Mai.
- Westerlund J. (2007). Testing for error correction in panel data. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 69(6), 709–748.

## 7. Annexes

### Annexe 1 : Liste des pays de l'échantillon

**Panel 1 : 75 pays à forte inflation** : Afrique du Sud, Angola, Argentine, Azerbaïdjan, Bangladesh, Bélarus, Botswana, Brésil, Bulgarie, Burundi, Colombie, République démocratique du Congo, Costa Rica, Égypte, Équateur, Eswatini, Éthiopie, Fédération de Russie, Gambie, Géorgie, Ghana, Guatemala, Guinée, Guinée-Bissau, Haïti, Honduras, Îles Salomon, Inde, Indonésie, Iran, Iraq, Jamaïque, Kazakhstan, Kenya, Lesotho, Liban, Libéria, Libye, Madagascar, Malawi, Mexique, Moldova, Mongolie, Mozambique, Myanmar, Namibie, Népal, Nicaragua, Nigéria, Ouganda, Ouzbékistan, Pakistan, Papouasie-Nouvelle-Guinée, Paraguay, République Démocratique Populaire Lao, République Dominicaine, République Kirghize, Rwanda, Sao Tomé-et-Principe, Serbie, Seychelles, Sierra Leone, Soudan, Sri Lanka, Tadjikistan, Tanzanie, Trinité-et-Tobago, Turquie, Ukraine, Uruguay, Venezuela, Vietnam, Yémen, Zambie, Zimbabwe.

**Panel 2 : 61 pays à faible inflation** : Albanie, Algérie, Antigua-et-Barbuda, Arabie saoudite, Arménie, Aruba, Bahamas, Bahreïn, Barbade, Belize, Bénin, Bhoutan, Bolivie, Bosnie-Herzégovine, Brunéi Darussalam, Burkina-Faso, Cap-Vert, Cambodge, Cameroun, Chili, Chine, Hong Kong, Chypre, Comores, République du Congo, Côte d'Ivoire, Dominique, El Salvador, Fidji, Gabon, Grenade, Guinée-Equatoriale, Guyane, Jordanie, Koweït, Macédoine du Nord, Malaisie, Maldives, Mali, Maroc, Maurice, Mauritanie, Niger, Oman, Panama, Pérou, Philippines, Pologne, Qatar, Macao, République Centrafricaine, Sainte-Lucie, Saint-Vincent, Samoa, Sénégal, Tchad, Thaïlande, Togo, Tonga, Tunisie, Vanuatu.

### Annexe 2 : Liste des variables

<b>Variabiles</b>	<b>Sources</b>
Taux d'inflation	WDI (2021)
Taux de croissance du PIB par habitant	WDI (2021)
Importations de biens et services	WDI (2021)
Taux de croissance de la masse monétaire	WDI (2021)
Taux d'ouverture de l'économie	WDI (2021)
Dépenses nationales brutes du Gouvernement	WEO (2021)
Indicateur de stabilité politique	WGI (2021)

Notes: WDI: World Development Indicators ; WEO : World Economic Outlook ; WGI : Worldwide Governance Indicators.

### Annexe 3 : Table de corrélation (échantillon global)

<b>Variabiles</b>	<b>LINF</b>	<b>LPIBh</b>	<b>LOUV</b>	<b>LTMM</b>	<b>STA</b>	<b>LDGO</b>	<b>LIMP</b>
LINF	1						
LPIBh	0,046	1					
LOUV	-0,092	0,042	1				
LTMM	0,367	0,245	-0,041	1			
STA	-0,286	-0,028	0,248	-0,194	1		
LDGO	0,008	0,033	-0,019	0,053	-0,116	1	
LIMP	-0,147	0,071	0,624	-0,120	0,354	-0,057	1

**Annexe 4 : Test de dépendance transversale de Pesaran (2004)**

Echantillon global		Pays à faible inflation		Pays à forte inflation	
CD test	p-value	CD test	p-value	CD test	p-value
70,944	0,000	42,419	0,000	31,462	0,000

Notes : Sous l'hypothèse nulle d'indépendance transversale  $CD \sim N(0,1)$ .

**Annexe 5 : Résultats des tests de cointégration de Westerlund (2007)**

	$G_t$ (p-value)	$G_a$ (p-value)	$P_t$ (p-value)	$P_a$ (p-value)
Echantillon global	-4,137 (0,000)	14,401 (1,000)	-10,716 (0,000)	-0,840 (0,201)
Pays à faible inflation	-5,250 (0,000)	8,973 (1,000)	-9,253 (0,000)	-1,528 (0,063)
Pays à forte inflation	-4,751 (0,000)	4,676 (1,000)	-4,675 (0,000)	1,186 (0,882)

Notes : H0 : absence de cointégration.

**Annexe 6 : Détermination des retards optimaux (échantillon global)**

lag	CD	J	J pvalue	MBIC	MAIC	MQIC
1	.9999839	288.3447	.0000192	-1251.646	-103.6553	-519.7307
2	.9999937	176.3545	.0496775	-978.6383	-117.6455	-429.7021
3	.9999992	114.474	.1222966	-655.5212	-81.52599	-289.5637
4	.9999704	53.1989	.3157733	-331.7987	-44.8011	-148.8199

**Annexe 7 : Statistiques descriptives (61 pays à faible inflation)**

Variables	Observations	Moyenne	Ecart-type	Minimum	Maximum
INF	1 525	2,820	3,188	-18,109	33,180
PIB <sub>h</sub>	1 525	1,979	7,105	-54,641	140,367
OUV	1 525	69,813	49,211	15,906	435,219
TMM	1 525	10,393	10,612	-29,245	82,588
STA	1 525	0,053	0,855	-2,845	1,430
DGO	1 525	97,320	26,747	18,905	200,971
IMP	1 525	49,087	23,553	14,082	221,010

**Annexe 8 : Statistiques descriptives (75 pays à forte inflation)**

Variables	Observations	Moyenne	Ecart-type	Minimum	Maximum
INF	1 875	62,423	1580,104	-72,729	65374,08
PIB <sub>h</sub>	1 875	2,324	6,481	-62,378	121,780
OUV	1 875	57,850	30,778	0,197	201,166
TMM	1 875	23,467	98,486	-99,864	4105,573
STA	1 875	-0,574	0,839	-3,180	1,282
DGO	1 875	101,149	23,909	8,392	169,374
IMP	1 875	40,101	22,251	0,018	210,411