



Munich Personal RePEc Archive

Does the credibility of monetary policies affect economic growth in Sub-Saharan Africa?

Tadadjeu Wemba, Dessy-Karl and Essiane, Patrick-Nelson
Daniel

Université de Dschang, Banque des Etats de l'Afrique Centrale

December 2019

Online at <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/99961/>
MPRA Paper No. 99961, posted 30 Apr 2020 06:28 UTC

BEAC

Banque des Etats de
l'Afrique Centrale



BEAC Working Paper

- BWP N° 01/19 -

La crédibilité des politiques monétaires affecte-t-elle la croissance économique en Afrique subsaharienne ?

TADADJEU WEMBA Dessy-Karl

Docteur en sciences économiques

Université de Dschang

dessykarl@yahoo.fr

ESSIANE Patrick-Nelson Daniel

Economiste

Direction des Etudes, de la Recherche et des
Statistiques

essiane@beac.int

Et

BANQUE DES ETATS DE
L'AFRIQUE CENTRALE

736, Avenue Monseigneur
Vogt BP:1917 Yaoundé
Cameroun

Tel : (237) 22234030 /
22234060

Fax : (237) 22233329

www.beac.int

Les opinions émises dans ce document de travail sont propres à leur (s) auteur (s) et ne représentent pas nécessairement la position de la Banque des Etats de l'Afrique Centrale.

The opinions expressed in this working paper are those of the author (s) and don't necessarily represent the views of the Central Bank of Central Africa States.

La crédibilité des politiques monétaires affecte-t-elle la croissance économique en Afrique Subsaharienne ? ¹

TADADJEU WEMBA Dessy-Karl* ESSIANE Patrick-Nelson Daniel**

Décembre 2019

Résumé

Cette étude propose de faire ressortir l'effet d'une plus grande Crédibilité de la Politique Monétaire (CPM) sur la croissance économique en Afrique Subsaharienne (ASS) au cours de la période 1980-2017. L'approche économétrique basée sur des données de panel dynamique est principalement utilisée pour nos estimations. Il ressort des principaux résultats un effet limité et non significatif de l'indicateur de crédibilité sur l'activité économique, du fait principal de l'inefficacité des canaux de transmission de la politique monétaire. Cette contradiction nous a conduit à recommander pour notre part la promotion d'une politique monétaire orientée vers l'amélioration de la croissance économique en Afrique Subsaharienne, mais sans toutefois porter préjudice à la contrainte de stabilité des prix.

Mots-clés :Crédibilité de la Politique Monétaire (CPM), croissance économique, stabilité des prix, économétrie des données de panel, Afrique Subsaharienne (ASS).

Codes JEL : E58, E61, O43, O55

Does the credibility of monetary policies affect economic growth in Sub-Saharan Africa ?

Abstract

This study proposes to highlight the effect of greater Monetary Policy Credibility (CPM) on economic growth in Sub-Saharan Africa (SSA) during the period 1980-2017. The econometric approach based on dynamic panel data is mainly used for our estimates. The main results show a limited and insignificant effect of the credibility indicator on economic activity, mainly due to the ineffectiveness of the monetary policy transmission channels. This contradiction has led us to recommend for our part the promotion of a monetary policy oriented towards improving economic growth in Sub-Saharan Africa, but without however prejudicing the constraint of price stability.

Keywords : Monetary Policy Credibility (MPC), economic growth, price stability, panel data econometrics, Sub-Saharan Africa (SSA).

JEL Classification :E58, E61, O43, O55

1. Les auteurs remercient les participants aux ateliers de recherche organisés par la Banque des Etats de l'Afrique Centrale pour leurs observations et commentaires. Tout particulièrement, nous remercions le Pr. Désiré Avom, Dr. Junior Maih, le Dr. Kenneck Massil ainsi que Monsieur Moustapha Mbohou pour leurs discussions et analyses sur le papier. Les erreurs et omissions éventuellement contenues dans le document relèvent du seul fait des auteurs.

*. Économiste, Ph.D, Université de Dschang, Cameroun

**.. Économiste, Banque des États de l'Afrique Centrale (BEAC), Direction des Études, de la Recherche et des Statistiques. essiane@beac.int

Sommaire

Résumé non technique	3
Introduction	4
1 Connexions théoriques et empiriques avec la littérature	8
2 Faits stylisés	15
3 Méthodologie de l'étude	20
4 Interprétation des résultats et implication de politique économique	42
Conclusion	53
Éléments de recherche bibliographique	55
Références	55
Annexes	65

Résumé non technique

Les courants de pensée néo-classiques ont mis l'accent sur la crédibilité de la Banque Centrale comme facteur d'efficacité de la politique monétaire vu sous l'angle de la réalisation de son objectif final qui n'est autre que la stabilité interne et externe des prix. C'est ainsi que dans le contexte de certains pays d'Afrique Subsaharienne, des réformes allant dans le sens du renforcement de l'autonomie et de la crédibilité de la Banque Centrale en matière de stabilisation des prix ont vu le jour. Fort du constat qu'en Afrique Subsaharienne (ASS), on note ces dernières années de faibles taux de croissance cohabitants régulièrement avec une inflation plus ou moins maîtrisée, ce qui remet souvent en cause l'efficacité et la crédibilité des politiques monétaires dans les pays de cette région.

Nous nous sommes proposés dans ce travail de ressortir l'effet d'une plus grande Crédibilité de la Politique Monétaire (CPM) sur la croissance économique en Afrique Subsaharienne. Le modèle économétrique théorique utilisé a été un modèle de croissance endogène dérivé du modèle de Solow. À partir de ce modèle, nous avons opté pour l'utilisation des méthodes économétriques de panel, plus précisément les panels dynamiques afin de procéder à l'estimation de notre équation de croissance. Cette équation à laquelle nous avons ajouté un indice simple de Crédibilité de la Politique Monétaire préalablement construit, a servi d'instrument théorique à notre analyse empirique.

L'estimation faite sur la base des données issues de la Banque Mondiale (*WDI 2018*), de la Conférence des Nations Unies sur le Commerce et le Développement (CNUCED, 2018) et de *Freedom House Database* (2018) sur la période 1980 et 2017 ; donne un résultat limité et non significatif de l'indicateur de crédibilité sur l'activité économique, du fait principal de l'inefficacité des canaux de transmission de la politique monétaire. A cet effet, nous recommandons la promotion d'une politique monétaire orientée vers l'amélioration de la croissance économique en Afrique Subsaharienne, mais sans toutefois porter préjudice à la contrainte de stabilité des prix.

Introduction

Par partir des années quatre-vingts, la crédibilité et la réputation de la politique monétaire redevinrent le centre de la littérature économique relative au Central Banking (Gilles et Bastidon, 2012). Cet intérêt particulier accordé à la Crédibilité de la Politique Monétaire (CPM) a émergé d'un double constat : Au plan théorique, l'échec des stratégies keynésiennes face à la stagflation a conduit naturellement à préconiser l'abandon de la fonction de stabilisation macro-économique de la politique monétaire. Empiriquement, le remplacement des préceptes classiques au rang des priorités découle des inquiétudes des Autorités à atteindre les objectifs qu'elles se sont assignées. C'est ainsi que ces dernières décennies ont a remarqué de profondes mutations dans la gouvernance des Banques Centrales en particulier, la délégation de la politique monétaire à une Banque Centrale autonome vis-à-vis des pouvoirs publics qui est devenue l'un des principaux déterminants de la crédibilité dans les économies avancées (Bordo et Orphanides (2013), Goodfriend (2012), Persson et Tabellini (1993), Cukierman (1992)). Dans un environnement caractérisé par des risques de tensions inflationnistes et des signes de fragilité des systèmes financiers, les préoccupations de stabilité des prix posent avec acuité un problème qu'on évoque de plus en plus, celui de la crédibilité de la politique monétaire et de la réputation des autorités monétaires qui la conduisent (Ba, 2015).

Le terme « **crédibilité**¹ » est souvent utilisé pour qualifier une politique et désigne le degré de confiance que manifeste le public envers la Banque Centrale dans sa capacité d'atteindre les objectifs annoncés. La crédibilité de celle-ci dépend de la réalisation de la politique annoncée.

Selon Kydland et Prescott (1977), la Banque Centrale sera crédible si sa politique est temporellement cohérente. Ainsi conçue, la crédibilité exige l'abandon des politiques discrétionnaires. Cette recommandation est centrale dans l'approche de la crédibilité selon Barro et Gordon (1983). La Banque Centrale doit abandonner toute tentation de provoquer des « surprises d'inflation » car, en présence d'agents parfaitement informés, l'inflation anticipée est identique à l'inflation effective. Plus les anticipations du public sont proches de ce que fait réellement la Banque Centrale, plus elle est crédible (Brahmi et Zouari-Ghorbel, 2013).

Pour St-Amant et Tessier (1998), la « crédibilité » est le fait que les agents économiques s'attendent à ce que les autorités mettent à exécution les plans qu'elles ont annoncés² et à ce que ces plans permettent la réalisation des objectifs visés. La crédibilité tient à la détermination et à la capacité de l'autorité monétaire à convaincre les agents économiques de souscrire aux stratégies annoncées et d'agir en conséquence (Pollin, 2008). Elle est donc perçue comme le degré de confiance du secteur privé dans l'aptitude et la détermination de la Banque Centrale à suivre la politique monétaire et à atteindre les objectifs qu'elle a annoncé, en dépit de déviations temporaires qu'elle pourrait consentir afin d'absorber les chocs subis par l'économie (Loisel (2006), Carré et Le Heron (2006)).

De son côté, Aglietta (2000) propose une définition élargie de la crédibilité. Selon cet au-

1. La base de données du Journal of Economic Literature, qui recense l'ensemble des publications économiques à partir de mots clés a répertorié le nombre de fois que le mot « crédibilité » a été utilisé depuis 1985 dans les résumés d'articles parus dans des revues (les documents de travail, les chapitres dans des ouvrages sont exclus afin d'éviter les doublons). Le résultat est plus de 281 fois (on a associé « crédible » ou « crédibilité » à « monétaire », « engagement » et « fiscal »). (Creel et fayolle ,2000). Sur google scholar en 2018, le terme « crédibilité » est retrouvé plus 700 fois dans des articles.

2. Selon Drazen (2000) si l'on n'a pas confiance dans le fait que le décideur fera exactement ce qu'il dit (crédibilité du décideur), ni l'espoir que sa politique sera réalisée (crédibilité de la politique), l'équilibre discrétionnaire apparaît comme l'unique équilibre temporellement cohérent du jeu de politique monétaire.

teur : « La crédibilité est l'aptitude de la Banque Centrale à faire reconnaître sa détermination de préserver le régime monétaire sur lequel elle a engagé sa stratégie, en dépit des déviations qu'elle consent pour absorber les chocs dans les meilleures conditions possibles ». C'est la revendication d'une complémentarité entre la règle et les décisions discrétionnaires.

Pour Bastidon et Gilles (2014), l'évaluation qualitative de la crédibilité, c'est-à-dire la rationalisation d'appréciation d'éléments subjectifs ou arbitraires, liées aux données fondamentales dont la disponibilité peut faire défaut, renvoie à la capacité des Banques Centrales à gérer et à prévenir les crises financières. Mais pour Mvondo (2016), l'annonce d'une cible d'inflation et son respect contribuent à l'ancrage des anticipations et en définitive à la crédibilité de la politique monétaire.

Besson (1993) et Blinder (2000) vont répertorier quatre (04) raisons consensuelles qui confèrent de l'importance à la notion de crédibilité : « Plus de crédibilité rend la désinflation moins coûteuse, aide à maintenir l'inflation à un niveau faible, rend plus aisée la défense d'une parité quand c'est nécessaire et augmente le soutien du public en faveur de l'autonomie de la Banque Centrale ». Une politique monétaire hautement crédible réduit le degré d'incertitude entourant les objectifs de la politique monétaire. En réduisant l'incertitude quant à l'évolution future de l'inflation, il favorise de meilleures décisions en matière d'épargne et d'investissement, ce qui accroît la productivité globale. Par conséquent, quand la politique est mise en œuvre par la Banque Centrale jouit d'une grande crédibilité, les fluctuations qu'enregistrent l'inflation, les taux d'intérêts, la production et l'emploi en réaction à des chocs donnés devraient être moins prononcées que dans le cas inverse (Perrier et Amano, 2000). On peut ajouter un autre élément important d'une crédibilité élevée, c'est qu'elle permet aux autorités monétaires de mieux jauger la capacité de l'économie de produire des biens et des services et de générer des emplois, sans automatiquement risquer d'attiser les craintes d'inflation. Il s'agit là d'un avantage considérable, étant donné le haut degré d'incertitude qui entoure les estimations de la production potentielle et de l'écart de production (Ba, 2015).

On peut arguer deux (02) situations dans lesquelles se pose la question de la crédibilité de la politique monétaire : d'une part, **quand le taux d'inflation a dépassé un certain seuil et que les autorités décident de le réduire** et d'autre part, **quand l'inflation a été maîtrisée et que les autorités s'efforcent de le maintenir à l'intérieur d'une fourchette cible donnée**. Dans le premier cas, les autorités ont perdu leur crédibilité parce qu'elles n'ont pu empêcher la situation de se détériorer. Elles doivent alors commencer par faire la preuve qu'elles ont la détermination et la capacité d'opérer les redressements qui s'imposent. Dans le second cas, la preuve de la capacité de la Banque Centrale de réduire l'inflation a déjà été faite et le problème de la crédibilité se pose essentiellement à l'égard du maintien du taux d'inflation à l'intérieur de la fourchette cible annoncée (Perrier et Amano, 2000). A ce niveau, un haut degré de crédibilité de la politique monétaire et par conséquent l'existence d'un environnement d'inflation faible, il peut occasionner « **le paradoxe de la crédibilité** ». D'après Borio et Lowe (2002), une politique crédible de faible inflation réduit la probabilité que les investisseurs et les institutions financières accordent la survenance d'un ralentissement économique à venir, et s'engagent dans de nouveaux emprunts et de prêts respectivement, ce qui fait augmenter les prix des actifs et l'endettement privé. Maîtriser l'inflation peut contribuer à des modifications dans la dynamique du système susceptibles de dissimuler les risques auxquels l'économie est exposée. De ce fait, une politique monétaire crédible pourrait rendre le système financier paradoxalement plus vulnérable aux chocs économiques défavorables (Bean et al., 2010).

La présente analyse s'intéresse particulièrement à ces deux (02) situations qui semblent les mieux correspondre aux pays en voie de développement. Depuis plus de deux décennies,

l'un des principes clefs de nombreux programmes du Fonds Monétaire International (FMI) en Afrique Subsaharienne est que les régimes de taux de change flottants, associés à une plus grande autonomie des Banques Centrales, permettraient d'assurer des politiques monétaires crédibles (Schadler, 1995). Mais la recherche d'une plus grande crédibilité engendre généralement de nombreuses controverses au sein de la science économique dont la plus célèbre est **celle des rapports complexes entretenus entre l'inflation et la croissance économique**.

Durant les années 1960 l'Afrique dessinait de beaux espoirs. Suivant les travaux de Maddison (1995) basés sur le Produit Intérieur Brut (PIB) par habitant pour un échantillon de pays, au cours de la première moitié du siècle, l'Afrique a connu une croissance beaucoup plus rapide que celle de l'Asie. Pendant la période 1960-1973, la croissance en Afrique a été plus rapide que celle de la première moitié du siècle. En effet pour cette période, la croissance de l'Afrique et sa composition étaient indissociables de celle de l'Asie du Sud (Collins et Bosworth, 1996). L'autodétermination politique en Afrique et la croissance économique semblaient aller de pair (Collier et Gunning, 1999).

Cependant, un engagement vers une politique monétaire plus crédible de la part des autorités monétaires de l'Afrique Subsaharienne peut s'avérer être « **une épée à double tranchant** » : d'un côté, il renforce certes des facteurs structurels susceptibles de contenir les pressions inflationnistes, mais de l'autre, alors que les anticipations d'inflation de long terme sont mieux ancrées autour de l'objectif, on peut observer un ralentissement de l'activité économique et donc du taux de croissance économique. En effet, l'inflation est dans une certaine mesure, une sorte d'aiguillon qui permet de développer les moyens de production. Elle est le signe que d'importants profits sont réalisables et elle résulte elle-même du processus de développement car, les investissements réalisés dans une branche sont susceptibles de stimuler la demande dans d'autres branches en raison des interdépendances sectorielles. Pour certaines zones et pays d'Afrique Subsaharienne, brider à tout prix l'inflation à un niveau très bas, et qui serait sans doute trop bas y compris pour les pays capitalistes avancés, revient tout simplement à brider l'activité économique et donc le développement lui-même. Les taux d'inflation très faibles affichés par exemple en zone CFA signifieraient une certaine crédibilité des politiques monétaires mais, pourrait également être le signe de perpétuation et d'absence de développement économique (Tinel, 2016). Ce paradoxe pourrait signifier que les Banques Centrales de cette partie de l'Afrique peuvent dans certains cas, être victime de leur propre succès (Ekonomie (2001), Nguena (2012)).

De manière concrète, la question qui nous vient en esprit à la suite de ces paradoxes serait alors de savoir si la crédibilité est-t-elle en mesure d'améliorer l'efficacité de la politique monétaire? Autrement dit, nous voulons **examiner dans cet article si la politique monétaire en Afrique Subsaharienne est-elle crédible et favorable à la croissance économique?**

L'objectif de cette étude est donc **d'évaluer empiriquement l'effet d'une politique monétaire crédible en terme de stabilité des prix sur la croissance économique en Afrique Subsaharienne**. Pour cela, nous formulons l'hypothèse selon laquelle **il y a une incidence positive de la Crédibilité de la Politique Monétaire (CPM) sur la croissance économique en Afrique Subsaharienne**.

D'après Blinder (2000), la crédibilité est identifiée dans la littérature académique par l'une des trois (03) choses suivantes : la lutte contre l'inflation, la réputation et le pré engagement. La Banque Centrale construit sa crédibilité en gagnant « la bataille » contre l'inflation. Ainsi, pour être crédible et reconstruire sa réputation, la Banque Centrale devra avoir une inflation faible pendant une longue période ceci afin de faire tendre les anticipations vers un niveau bas d'inflation (Creel et Fayolle, 2000). Dans notre étude la CPM sera captée par le choix de la lutte

contre l'inflation. Par ricochet, une Banque Centrale pratiquant une politique monétaire crédible devra également fixer des objectifs ou seuils d'inflation favorables à la croissance économique.

Dans la littérature, la crédibilité d'une institution économique est supposée favoriser la croissance économique de deux (02) manières : Premièrement, les institutions crédibles agissent sur le niveau des investissements en diminuant les coûts de transactions à travers la réduction des risques et la neutralisation des rigidités qui altèrent les marchés (Chtourou, 2004) ; deuxièmement et de façon plus large, les institutions crédibles permettent de réduire les incertitudes inhérentes aux relations humaines (North, 1994). Keneck et al. (2017) vont préciser plus loin que la construction progressive de la crédibilité d'une Banque Centrale est l'un des canaux par lequel la maturité des Banques Centrales peut agir sur la croissance économique.

En Afrique Subsaharienne, une pareille investigation a pour ambition de contribuer à un débat d'actualité récent sur l'analyse économique des Institutions, et particulièrement celle des Banques Centrales qui est l'un des sujets qui suscitent un regain d'intérêt aussi bien dans les milieux académiques que dans les organisations multilatérales. Ce travail est une contribution certaine à la littérature existante sur la qualité des institutions économiques. L'utilisation des données récentes permettra de combler les lacunes des études précédentes tout en mettant en avant les implications de politique économique plus à jour. Cet article contribue aussi de manière innovante à la littérature sur le rôle des Banques Centrales en construisant un indicateur de Crédibilité de la Politique Monétaire afin d'apprécier les effets de son action sur la performance économique et particulièrement dans l'explication de la croissance économique. Enfin, ce travail qui s'inscrit dans l'ordre des déterminants institutionnels de la croissance économique, pourra fournir aux autorités en charge des questions monétaires et financières, un élément d'appréciation sur la politique monétaire menée par leurs Institutions depuis les années 1980.

Notre étude porte sur un échantillon de 22 pays d'Afrique Subsaharienne réparti en trois (03) groupes à savoir : l'échantillon total (22 pays), la zone Franc CFA (14 pays) et les huit (08) pays hors zone Franc CFA. Pour atteindre notre objectif et vérifier notre hypothèse, nous utilisons un modèle de croissance endogène auquel nous appliquons la méthode économétrique des Moments Généralisés (GMM) sur données de panel dynamique pour période allant de 1980 à 2017. Il ressort des principaux résultats un effet limité et non significatif de l'indicateur de crédibilité sur l'activité économique, du fait principal de l'inefficacité des canaux de transmission de la politique monétaire. Ce résultat contradictoire qui renvoi sans doute à la qualité proprement dite des institutions en ASS et son environnement socioéconomique, confirment l'idée selon laquelle il serait judicieux de poursuivre des réformes visant l'amélioration de l'efficacité de la politique monétaire tant au niveau de la Banque Centrale (accent mis sur le soutien de l'activité économique en plus de son objectif de stabilité des prix, etc..) qu'au niveau des Etats (climat des affaires, bonne gouvernance, accélération du commerce intra régional, etc..).

Le reste de notre article se présente comme suit. Dans la section 1, nous présentons les connexions théoriques et empiriques avec la littérature sur la Crédibilité de la Politique Monétaire. Ensuite nous exposons quelques faits stylisés en Afrique Subsaharienne dans la section 2 avant de décrypter le cadre méthodologique de notre travail dans la section 3. Pour terminer, nous ressortons les résultats et un certain nombre de recommandations de politique économique dans la section 4.

1 Connexions théoriques et empiriques avec la littérature

Dans un premier temps, il s'agira de présenter l'évolution des travaux théoriques relatif à notre problématique (1.1), puis dans un second temps de lister les travaux empiriques mettant en exergue la CPM dans certains pays (1.2).

1.1 Fondements théoriques : de l'incohérence à la crédibilité

L'expérience de plusieurs Banques Centrales a effectivement prouvé que pour réguler l'économie, la pratique des méthodes traditionnelles du contrôle optimal ne résiste plus à la conception des anticipations rationnelles. Elle soulève de ce fait un problème « **d'incohérence temporelle** » de la politique optimale. Cette question est évoquée lorsqu'une décision de politique économique à prendre dans le futur, se révèle non optimale alors qu'elle l'était au moment de la proposition d'un plan (Miniaoui et Smida, 2008). Pour répondre à ce problème d'incohérence temporelle, les travaux de Kydland et Prescott (1977), Calvo (1978), Barro et Gordon (1983) et Rogoff (1985) ont ouvert la voie aux réflexions sur la crédibilité des Banques Centrales. Proposée par les premiers, cette idée fondatrice a débouché dans les années quatre-vingt sur de nouveaux modèles envisageant la politique économique sous la forme d'un jeu de stratégie. Ce dernier se déroule entre le décideur public et les acteurs économiques privés. Les résultats de ces interactions stratégiques varieraient selon le jeu envisagé entre les deux centres de décisions. Théoriquement, ce jeu peut être coopératif ou non coopératif. Dans ce dernier cas, il est simultané (équilibre de Cournot-Nash) ou séquentiel : c'est la configuration de Stackelberg.

S'agissant de la politique monétaire, le dit jeu n'est pas coopératif. Il s'institue entre le décideur public et les acteurs économiques privés. Le premier cherche à tromper les plans individuels, les seconds tentent d'anticiper les décisions de la Banque Centrale. À ce propos, l'exemple communément cité est celui d'une Banque Centrale qui dépend d'un gouvernement dépendant lui-même des échéances électorales³. Pour les besoins de la stratégie d'ordre politique, la Banque Centrale est tentée d'abandonner son premier objectif de lutte contre l'inflation. Elle perd ainsi toute crédibilité⁴. Conformément à cette présentation, le problème de l'incohérence temporelle provient du fait que le comportement économique est influencé par les attentes de la politique future. Il apporte la preuve que les autorités peuvent atteindre un résultat sous-optimal de biais inflationniste (Mishkin, 1997). Effectivement, les analyses des travaux de Kydland et Prescott (1977) ont déjà mis en évidence qu'il est coûteux de laisser au décideur politique le choix d'une politique monétaire discrétionnaire.

En bref, la délégation de la responsabilité de la politique monétaire à une institution plus averse que la société à l'inflation, permet de réduire le biais inflationniste inhérent à toute politique discrétionnaire. Elle garantit à la Banque Centrale la possibilité de réagir de manière flexible aux chocs imprévus interdisant par la même occasion à l'Etat d'avoir recours à la « planche à billets », pour financer un déficit des comptes publics. Sa mise en ?uvre a été cependant, jugée en mesure de poser un problème supplémentaire de coordination des instruments de

3. L'origine de la discussion portant sur les solutions à envisager a été souvent affiliée au modèle de Rogoff et Silber (1988). Les auteurs introduisent un biais inflationniste dans le comportement des autorités monétaires qui mettent en place une politique d'expansion monétaire pendant la période pré-électorale.

4. Voir d'une façon générale, les cas de l'inflation surprise pour la résorption de la dette publique, l'exploitation de la courbe de Phillips à court terme, etc...

la politique économique à l'intérieur du même pays. Elle implique une spécialisation de la politique monétaire dans la lutte contre l'inflation, réduit la possibilité d'une utilisation combinée des instruments budgétaire et monétaire, et affecte ainsi l'usage conjoncturel de l'instrument budgétaire (Villa, 1993)⁵. Loin d'être partagé par tous, ce point de vue qui évoque un éventuel conflit entre les deux autorités a été quelquefois jugé constructif (Thygesen, 1995). Il permettrait premièrement, de limiter les erreurs les plus graves et deuxièmement, d'obtenir en moyenne des résultats supérieurs à ceux qui résulteraient de la domination par les autorités non monétaires⁶. En complément à cette solution institutionnelle, la littérature économique a souvent évoqué l'instauration d'une règle contingente. La crédibilisation de la politique monétaire passe par l'identification de règles susceptibles d'éviter le recours à la discrétion. Il s'agit dans la pratique de se conformer à une politique qui fixe un objectif de moyen terme et de le respecter. S'inscrivant dans la durée, cette règle doit faire l'objet d'une déclaration *a priori*.

Historiquement, l'idée de fixer des règles est ancienne et rappelle certains débats des économistes classiques. Le premier argument moderne en leur faveur a été proposé par Friedman (1968). Compte tenu des besoins de l'économie et de l'évolution des prix, l'auteur avait suggéré de fixer un taux de croissance de long terme de la masse monétaire. La transposition de l'objectif des autorités monétaires en règle fait de cette dernière un instrument de transparence de la politique monétaire et permet de discuter de sa pertinence et de l'opportunité de l'action de la Banque Centrale. Dans cet ordre d'idées, plusieurs règles dont l'objet est de garder l'inflation au taux visé, sans toutefois attiser les fluctuations de la production, ont été proposées. La plus populaire est incontestablement celle de Taylor (1993) (voir **annexe 1**). Jugée pouvoir répondre à l'incertitude entourant l'économie, elle se présente comme l'exemple d'une règle simple, linéaire et comportant un petit nombre de variables d'état. Dans le cas de celle de Mc Callum (1993), il s'agit plutôt d'une relation fonction de l'écart entre le PIB nominal effectif et la cible du PIB. Dans cette présentation, c'est l'agrégat monétaire de base qui sert d'instrument et c'est le revenu nominal qui sert de cible. Généralement, ces équations comprennent des éléments de rétroaction qui s'ajustent aux déséquilibres macroéconomiques. D'autres règles non automatiques ont été jugées complexes ce qui réduit leur caractère opérationnel (Drumetz et Verdelhan, 1997). Dans certains cas, les Banques Centrales ont préféré utiliser un indice de conditions monétaires qui a été également considéré par certains comme une règle (Ball, 1998). En définitive, pour qu'elles soient crédibles c'est-à-dire non inflationnistes et réagissant convenablement aux évolutions de la conjoncture, ces règles devraient être pertinentes et transparentes donc opérationnelles.

1.1.1 Lien entre la Crédibilité de la Politique Monétaire et la croissance économique

L'origine des analyses théoriques sur la crédibilité et l'autonomie des Banques Centrales est la mise en évidence par Kydland et Prescott (1977) du problème d'incohérence temporel et la volonté de résoudre ce problème en particulier dans le cas de la politique monétaire. C'est ainsi qu'ils proposent comme solution l'adoption d'une politique fondée sur une règle. En faisant les hypothèses d'anticipations rationnelles, de réaction optimale des agents dans un

5. Notons toutefois, que ce dit inconvénient a été considéré par certains comme un avantage du moment que cette situation pourrait être à l'origine d'un conflit constructif entre les autorités budgétaires et la Banque Centrale.

6. Dans ce contexte, l'auteur prend pour exemple la FED à l'époque de Reagan et la Bundesbank (Buba) à l'occasion de l'unification Allemande. Les deux Banques ont refusé toute politique accommodante face à un déficit budgétaire grandissant.

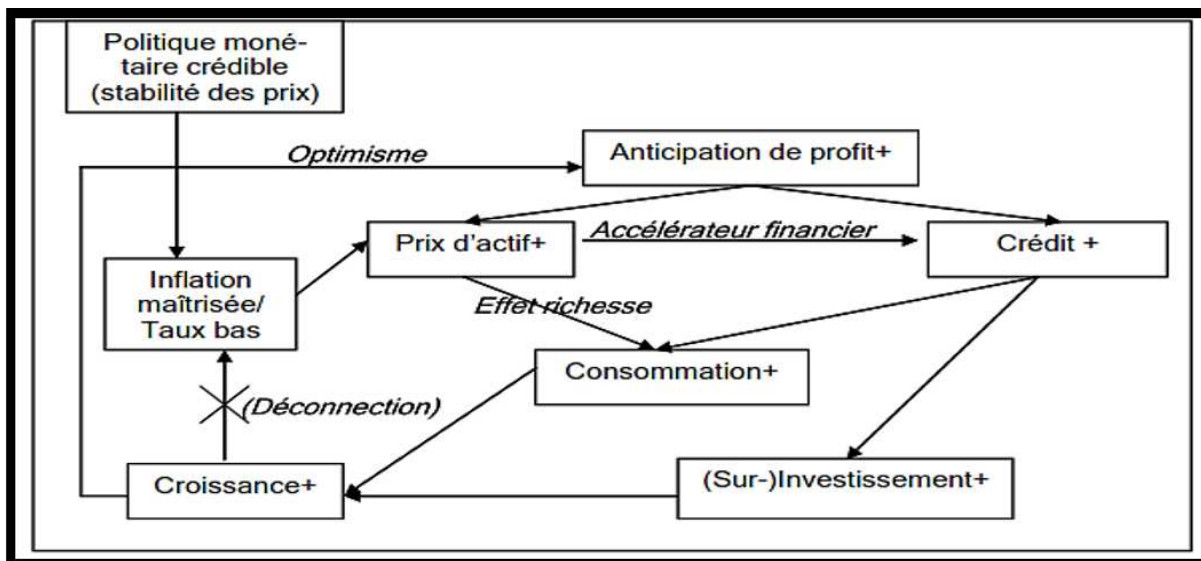
environnement qu'ils connaissent bien ⁷, d'une courbe d'offre confondue à la courbe de Phillips ⁸ avec anticipations rationnelles à la Lucas (1972) et de l'existence d'un arbitrage entre les bénéfices et les coûts de l'inflation, ils montrent la prédominance d'une politique monétaire fondée sur une règle par rapport à une politique discrétionnaire. Les bénéfices de l'inflation proviennent de l'existence dans leur modèle d'une courbe de Phillips non verticale à court terme. Cela entraîne qu'une expansion monétaire non anticipée permet de baisser le taux de chômage en dessous du taux d'équilibre et d'augmenter l'activité en termes réels. Le coût de l'inflation le plus souvent décrit dans la littérature est quant à lui le brouillage par l'inflation des signaux envoyés par les prix. En effet, une inflation plus forte se traduit en général par une variabilité plus forte de l'inflation. Il en résultera une augmentation de l'incertitude concernant l'inflation future et une baisse de l'information contenue dans les prix relatifs. Cette augmentation de l'incertitude ainsi que ce brouillage des prix relatifs agiront négativement sur l'investissement et l'innovation et, de ce fait, seront défavorables à la productivité des facteurs et, partant à la croissance économique (Nguena, 2012). Sous les hypothèses énumérées plus haut, contrairement à une politique de règle, une politique discrétionnaire conduit à un coût d'inflation et à un coût en termes de bien être plus élevé. Même si cette dernière offre plus de souplesse aux gouvernements, il est préférable en théorie pour un institut d'émission monétaire de « se lier les mains ». Cet engagement permettrait de gagner la crédibilité nécessaire pour mener la politique monétaire qui s'avère en définitive optimale du point de vue du bien-être et particulièrement de la croissance du PIB. Dans ces conditions, la CPM aurait donc un impact certain sur la croissance économique ⁹. Cependant, ces mêmes auteurs stipulent en guise de limite à leur modèle que si le gouvernement n'a pas la capacité ou la volonté de prendre un engagement, aucune règle ne sera soutenable et même si elle n'est pas optimale, seule une politique discrétionnaire pourra être mise en œuvre. En résumé, nous pouvons faire des schémas synthétiques (voir graphiques 1 et 2) qui montre le lien entre une politique monétaire crédible et la croissance économique de la manière suivante.

7. Les erreurs de prévisions ne pouvant être dues qu'à des surprises.

8. La courbe de Phillips rend compte de l'arbitrage existant entre inflation et chômage : en effet, elle suggère qu'il est possible d'obtenir un supplément de croissance économique devant se traduire par une baisse du chômage, par le biais d'une politique monétaire expansionniste. La hausse du taux d'inflation, conséquence de la politique monétaire expansionniste, serait le prix à payer pour obtenir la croissance. Un tel enchaînement des mécanismes a été remis en cause par Phelps et Friedman (1968-1969), puis Sargent et Wallace (1975), qui montrèrent grâce à l'introduction des anticipations dites adaptatives, puis rationnelles dans les modèles keynésiens, l'absence d'arbitrage entre inflation et chômage. La réponse des nouveaux keynésiens fut de réhabiliter la courbe de Phillips en passant par l'hypothèse d'imparfaite flexibilité des prix.

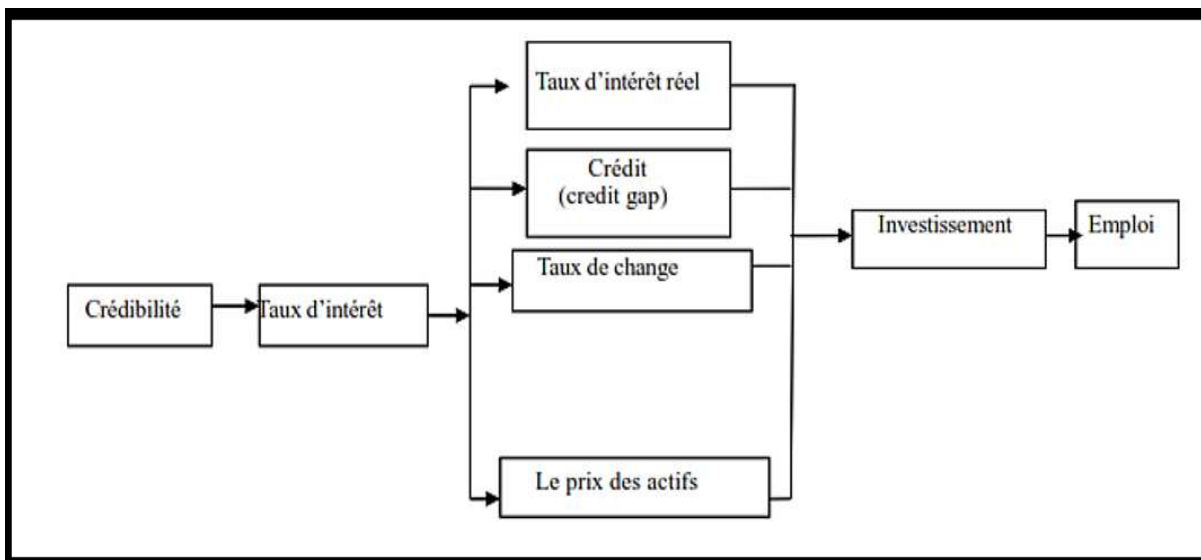
9. En effet, le manque préalable de crédibilité cause un biais positif d'anticipation d'inflation. Ce dernier sera à son tour à l'origine de la pression vers le haut sur l'inflation passant par les enseignements de la courbe de Phillips et partant, l'augmentation du chômage et de ce fait, de la variabilité de la production étroitement liée au taux de croissance du PIB. Nous remarquons que de par la théorie, la causalité est unidirectionnelle entre la CPM et la croissance économique : c'est la CPM qui a un effet sur la croissance économique et non le contraire (Nguena, 2013).

Graphique 1 – De la politique monétaire crédible à l'augmentation de la croissance économique.



Source : « Le paradoxe de la crédibilité » Mésonnier (2004) et Nguena (2012).

Graphique 2 – Schéma de la crédibilité et canaux de transmission de la politique monétaire.



Source : Aguir (2016).

D'après ces graphiques, il existe une relation théorique indirecte entre la crédibilité de la politique monétaire et la croissance économique qui peut se traduire ainsi : Crédibilité de la Banque Centrale \Rightarrow Amélioration de l'efficacité de sa politique monétaire \Rightarrow Maîtrise de la stabilité des prix \Rightarrow Stabilité macroéconomique et environnement propice pour l'investissement et la consommation \Rightarrow Accélération des investissements \Rightarrow Croissance économique.

1.2 Brève revue de la littérature empirique sur la crédibilité du change fixe

Plusieurs études ont été menées afin de mesurer la crédibilité d'une politique monétaire depuis les années quatre-vingt. La majeure partie d'entre elles sont essentiellement axées sur les pays industrialisés car, la plupart de ces pays ont adopté une stratégie de ciblage de l'inflation au début des années 90. Dans ce qui va suivre, nous présentons quelques-uns de ces travaux.

Le régime de change fixe est un engagement transparent, qui offre des incitations à la performance macroéconomique et financière élevée pour maintenir la confiance, en particulier si les coûts des politiques monétaires et budgétaires laxistes sont élevés (Ostfeld et Rogoff (1995), Ghosh et al. (1996, 1997)). Cela est généralement dû à deux facteurs principaux : discipline et crédibilité. D'une part, les pays ayant des taux de change fixes ont une faible croissance de la masse monétaire permettant de maintenir durablement la parité qui est considérée comme le principal objectif de la politique monétaire. D'autre part, un régime fixe offre une plus grande crédibilité monétaire car, elle implique que le taux d'inflation du pays arrimé converge vers celui du pays d'ancrage (Edwards et Savastano, 1999). Le choix d'un régime de change répond généralement à un objectif de stabilité, par la minimisation de la variance de l'output dans un environnement de prix visqueux, avec une fonction de perte (Allegret et al., 2006) et un objectif de bien-être, par une maximisation de la fonction d'utilité (Chinn et Miller, 1998). Toutefois, la prise en compte de la source des chocs (internes ou externes) et leur type (monétaires ou réels) complexifie et impacte le choix des Autorités.

Les régimes de change fixe permettant d'importer la crédibilité de la politique monétaire du pays de rattachement de la monnaie domestique (Ghosh et al., 1995). Le gain de crédibilité ainsi réalisé guide les anticipations des agents économiques et accroît l'efficacité de la politique monétaire dans la stabilisation de l'économie. En effet, par la crédibilité d'une politique de désinflation, le choix du régime de change fixe concourt à la création d'un environnement économique intérieur favorable à l'investissement et au commerce (Ghosh et al., 1995) et par là, à une croissance économique relativement plus stable et soutenue. Par exemple l'Argentine depuis 1991 et le Brésil de 1994 à 1998 ont fait un usage efficace des taux de change fixes pour réduire rapidement l'inflation.

Ghosh et al. (1997) trouvent que dans un échantillon de 136 pays durant la période 1960-1990, les régimes de change fixes ont enregistré des taux d'inflation plus bas que les régimes flexibles. Rogoff et al. (2003) sur un échantillon de 120 économies entre 1940-2001 subdivisé en trois groupes respectivement : pays en développement, émergents et avancés, montrent que les régimes de change flexibles ont été associés de manière significative à un taux d'inflation plus élevé dans les pays en développement. Ce résultat empirique est conforme aux faits stylisés des années 1970. L'adoption du flottement généralisé des monnaies provoque la propagation de l'inflation au niveau international et affecte les pays à monnaie faible par le canal de l'inflation importée, ce qui provoque une détérioration de la compétitivité-prix à l'exportation selon la valeur des « élasticités critiques » par une hausse des différentiels d'inflation (Bastidon et al., 2010).

Klein et Shamuagh (2010) constatent que les effets négatifs d'un régime de change fixe sur l'inflation signalée antérieurement sont relativement mineurs sur un échantillon de 80 pays industrialisés et en développement entre 1980-1999. Edwards (1992) constate que l'ancrage a réduit avec succès l'inflation dans un échantillon de 52 pays en développement au cours de la période 1980-1989.

Ghosh et al. (2010) sur une étude portant sur les effets potentiels d'un régime de change sur des variables relatives à la politique monétaire et budgétaire, à l'inflation, à la croissance, aux crises économiques, au commerce et aux flux de capitaux, trouvent que sensiblement les régimes fixes ancrent mieux les anticipations inflationnistes, soutiennent la croissance de la production en favorisant une meilleure intégration économique.

Domack (2004) montre en contrôlant à la fois le régime de taux de change et compte tenu de la critique de Lucas, que la crédibilité du régime change fixe explique la bonne performance de l'inflation dans un échantillon de 22 pays en transition durant la période 1990.

Moreno (2000 et 2001) en ajustant les épisodes de crise de change, trouve le même résultat sur un échantillon de 98 pays en développement pour les périodes de 1974 à 1999. Ainsi que la performance de la zone Franc CFA à contenir des tensions inflationnistes est largement acceptée (Coulibaly et Davis, 2013).

D'autres auteurs ont mis en évidence la performance exceptionnelle des pays membres de la zone Franc CFA en termes d'inflation par rapport à d'autres pays d'Afrique Subsaharienne (Honohan (1990), Devarajan et De Melo (1991), Eldadawi et Madj (1996) et Klau (1998)). Cependant, ils ne séparent pas les effets de l'Union Monétaire de ceux de l'ancrage comme suggéré par Bleaney et Fielding (2000, 2002) et Ghosh et al. (2008).

En utilisant un échantillon de 80 pays en développement, Bleaney et Fielding (2000) trouvent qu'un régime de change fixe réduit l'inflation de 13% par an. Ils montrent également que l'appartenance à la zone Franc CFA apporte des gains supplémentaires en termes de baisse de l'inflation (3,9%). De même, Ghosh et al. (2008) montrent que l'appartenance à la CEMAC et à l'UEMOA respectivement, est associée à une baisse de l'inflation de 8% et 10% par rapport à d'autres pays à revenus faibles et intermédiaires. Néanmoins, par rapport aux pays ayant des régimes de taux de change fixe, les différences précédentes diminuent légèrement de 6,2% et 9,4% pour la CEMAC et l'UEMOA respectivement d'où les avantages d'adhésion dans le cadre d'un élargissement des Unions Monétaires. Bleaney et Fielding (2002) après le contrôle des effets des autres déterminants sur l'inflation, trouvent une valeur similaire (8%) ce qui confirme les avantages potentiels de l'adhésion à la zone Franc CFA.

1.2.1 Transmission monétaire dans les pays en développement (PED) et crédibilité des Banques Centrales

D'après les développements théoriques de Bernanke et Blinder (1992), les effets de la politique monétaire sur la production et les prix dépendent de la combinaison des effets des (03) trois canaux traditionnels : taux d'intérêt, crédit et taux de change. Par exemple un mauvais chiffre provisoire d'inflation, en absence de réaction de la Banque Centrale peut être interprétée à tort par les agents économiques comme un relâchement de l'objectif de maîtrise de l'inflation pouvant affecter **la crédibilité de l'institution monétaire (Banque Centrale)**, les enchaînements inflationnistes vont accroître les anticipations de prix à la hausse, au final la politique monétaire deviendra moins efficace.

La question de l'efficacité de la politique monétaire dans les PED n'est pas tranchée dans la littérature économique. Certains auteurs mettent en exergue la faiblesse des canaux de transmission de la politique monétaire et particulièrement le canal du taux d'intérêt, en raison de la faiblesse du cadre institutionnel, des marchés financiers embryonnaires, de la surliquidité bancaire

et de la prépondérance du secteur bancaire. D'autres auteurs par contre aboutissent à l'efficacité des canaux de transmission dans certains pays en développement. (Voir Bikai et Essiane, 2017).

Des preuves d'une efficacité limitée de la transmission monétaire sont rapportées dans les études portant sur les pays d'Afrique Subsaharienne. Par exemple, l'étude d'Abradu-Otoo et al. (2003) conclut à un résultat statistiquement non significatif dans le cas du Ghana. Au cours de la période 1969-2002, un choc positif sur le taux d'intérêt entraîne un impact négatif sur le PIB réel conformément aux attentes théoriques. Mais, l'effet reste non significatif. Dans le cas du Kenya, les résultats rapportés par Cheng (2006) indiquent que le canal de taux d'intérêt ne semble pas fonctionner. Un choc monétaire, simulé à travers un modèle VAR¹⁰ estimé avec des données mensuelles de 1997 à 2005, entraînerait une hausse exogène des taux d'intérêt à court terme. Elle est suivie d'un déclin des prix et d'une appréciation du taux de change nominal. Mais, la hausse du taux d'intérêt n'a pas d'impact significatif sur le PIB en raison des faiblesses structurelles du système financier kenyan. Celles-ci bloqueraient la transmission de la politique monétaire au secteur réel.

Etant donné les spécificités des économies émergentes, à savoir une faible concurrence dans le secteur bancaire, un coût élevé des crédits bancaires et l'existence de marchés financiers embryonnaires, Mishra et al. (2010) trouvent que les mécanismes de transmission classiques de la politique monétaire sont inefficaces faisant ainsi remarquer un certain nombre de différences par rapport aux économies développées.

Saxegaard (2006) dans son étude, utilise ainsi un modèle VAR à seuil pour mettre en exergue les non linéarités dans la transmission de la politique monétaire en zone CEMAC, au Nigéria et en Ouganda. D'après cet auteur il faut tout d'abord distinguer l'excès de liquidité involontaire de l'excès de liquidité pour des besoins de précaution. Il montre ainsi que la transmission de la politique monétaire à l'activité est faible lorsque la liquidité involontaire est élevée (à partir des années 2000 en zone CEMAC). En zone CEMAC, il trouve que même lorsque la liquidité n'est pas trop élevée, cette transmission demeure faible. Cette situation met donc en évidence l'existence d'autres facteurs susceptibles d'induire la faiblesse des canaux de transmission en dehors de la situation de surliquidité volontaire ou non des banques.

Kamgna et Ndambendia (2008) tentent d'apprécier l'efficacité des mécanismes de transmission de la politique monétaire en zone CEMAC en situation de surliquidité, et trouvent que la surliquidité bancaire dans cette zone dépend fortement des structures économiques et financières de chaque pays et limite de manière significative l'efficacité de la politique monétaire. Cette inefficacité est liée, selon ces derniers, à une faible sensibilité du taux interbancaire aux décisions de politique monétaire et à une politique de réserves obligatoires inefficace.

A l'instar des travaux de Romer et Romer (1989) d'autres études se sont focalisées sur une approche narrative pour montrer que les mécanismes de transmission ne sont pas toujours faibles dans les pays en développement et particulièrement ceux d'Afrique Subsaharienne. Berg et al. (2013) démontrent à ce titre que l'usage des modèles très sophistiqués peut sous-estimer le poids de certains canaux dans la transmission de la politique monétaire. Ces auteurs illustrent par l'approche narrative que les canaux traditionnels sont opérants dans certains pays de l'Afrique de l'Est comme le Kenya, l'Ouganda, la Tanzanie et le Rwanda.

Des études empiriques portant sur l'UMOA (Union Monétaire Ouest Africain) se sont intéressées aux effets de la politique monétaire de la BCEAO (Banque Centrale des Etats de l'Afrique

10. Vecteur Auto Regressif.

de l'Ouest) sur l'activité et sur prix. Par exemple, Diagne et Doucouré (2000) soutiennent qu'un choc positif sur le taux d'intérêt réel affecte de façon significative le PIB, l'investissement privé et le niveau des prix dans tous les pays de l'Union. Un canal de taux d'intérêt actif serait donc à l'œuvre. Ces résultats sont en partie confirmés par Nubukpo (2002). En s'appuyant sur l'estimation d'un Modèle à Correction d'Erreur (MCE) avec des données 1989 :4 à 1999 :4, ce dernier trouve qu'un choc positif sur les taux d'intérêt de la BCEAO se traduit par un effet négatif sur la croissance de l'output. Les réponses apparaissent différenciées par pays. Ces deux études font ressortir une faible sensibilité de la croissance de l'output et de l'inflation au choc de politique monétaire. Les conclusions des études de Diaw et Tadenyo (2012) partagent les caractéristiques de faible amplitude et d'hétérogénéité des réponses de l'output à une variation positive des taux d'intérêt directs de la BCEAO. Cependant, les résultats ne sont pas significatifs.

Enfin, une analyse de Bikai et Kenkouo (2015) concernant les effets des décisions de politique monétaire sur l'activité économique et l'inflation ainsi que les canaux de transmission les plus opérants dans la zone CEMAC, permet de mettre en évidence une asymétrie des chocs, des délais d'action de la politique monétaire divergents, ainsi qu'une faiblesse des canaux de transmission dans un modèle VAR structurel. Une faiblesse des canaux de transmission dans la zone est également vérifiée par ces auteurs pour des données en panel.

2 Faits stylisés

Deux (02) paragraphes seront illustrés dans cette section : une description des performances de la croissance économique en 2.1, puis une analyse de l'évolution de l'inflation en ASS en 2.2.

2.1 Facteurs et performances de la croissance économique en Afrique Subsaharienne

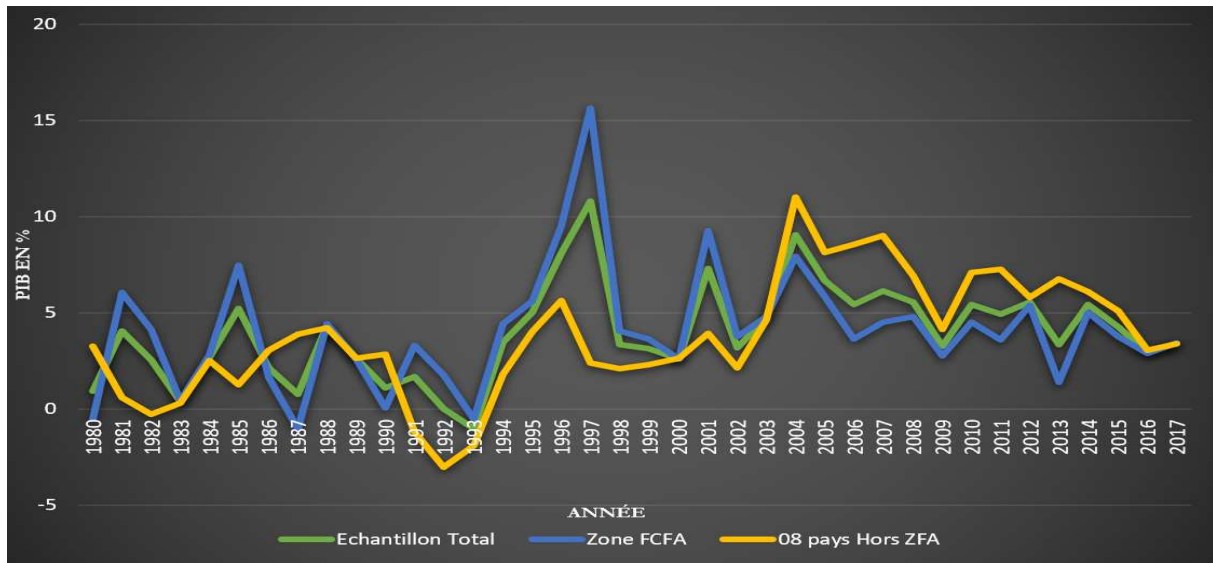
L'origine la plus évidente de l'amélioration de la croissance en Afrique Subsaharienne est la progression de la demande mondiale et des prix des produits primaires qui constituent l'essentiel des revenus d'exportations. Une part très significative de l'augmentation des exportations de l'Afrique Subsaharienne entre 2000 et 2012 s'est faite en réponse à la demande chinoise : 50% pour les minerais et 25% pour le pétrole brut rapporté à la population ; la valeur des exportations qui n'avait pas augmenté durant les vingt années précédentes a quadruplé entre 1999 et 2012. La hausse des revenus s'est produite alors que les déséquilibres macroéconomiques qui avaient conduit aux programmes d'ajustement et à l'arrêt de la croissance étaient largement surmontés. Les programmes d'annulation de dette (Initiative Pays Pauvres Très Endettés sur la dette de ces pays en 1996 et Initiative d'allègement de la dette multilatérale en 2005) dans 30 pays africains à hauteur de 100 milliards de dollars US approximativement ont permis aux États africains de retrouver des marges de manœuvre financière. Conjugués à une croissance plus élevée, ils ont fait baisser les ratios de dette publique/PIB à environ 33% en moyenne sur 2010-2013. Par ailleurs, l'amélioration du climat politique et de la situation en matière de sécurité est souvent pointée comme un facteur contribuant à l'essor économique du continent. Le nombre de conflits a diminué depuis l'an 2000 et la stabilité politique ainsi que la gouvernance démocratique se sont améliorées dans de nombreux pays. L'amélioration de la situation macroéconomique et du climat des affaires a également joué un rôle majeur. La fin des guerres civiles qui sévissaient dans plusieurs pays, parfois depuis des dizaines d'années (Angola, Burundi, Mozambique, Sierra

Leone), l'augmentation de l'aide internationale, notamment avec l'arrivée de nouveaux bailleurs, ainsi qu'une pluviométrie plus favorable dans les pays sahéliens a également joué en faveur de la croissance.

Le taux d'investissement en ASS est passé de 21% en moyenne dans les années 1990 à 25% en 2014 et les écarts entre pays se sont creusés, puisque ce taux a gagné 10 points en moyenne dans les pays où il est le plus élevé (31% en 2012 pour le premier quartile) et seulement 5 points dans ceux où il est le plus faible (18% en 2012 pour le troisième quartile). L'intérêt pour un continent qui paraissait jusque-là en marge des dynamiques de la mondialisation s'est alors renforcé. Certains pays (Ghana, Kenya, Nigeria ?) considérés comme des « frontier markets », ont attiré des capitaux privés, parfois au-delà des seuls secteurs d'exploitation des ressources naturelles, et ont pu emprunter en devises sur les marchés financiers internationaux. Les découvertes de ressources naturelles dans certains pays comme la Tanzanie pour le gaz, ont relancé l'investissement public et les investissements directs étrangers. Si la croissance des années 2000 et d'aujourd'hui constitue une amélioration considérable en ASS, elle doit cependant être relativisée. Sur cette période, le rythme de progression du PIB par tête est comparable à celui observé en moyenne en Amérique Latine dont le niveau de revenu par tête en parité de pouvoir d'achat est 4,3 fois plus élevé qu'en Afrique Subsaharienne (Chevallier et Le Goff, 2014). C'est dire que si la croissance moyenne des dix dernières années met un terme à la divergence antérieure, elle est cependant très loin de signifier l'entrée de l'Afrique Subsaharienne dans un processus de rattrapage.

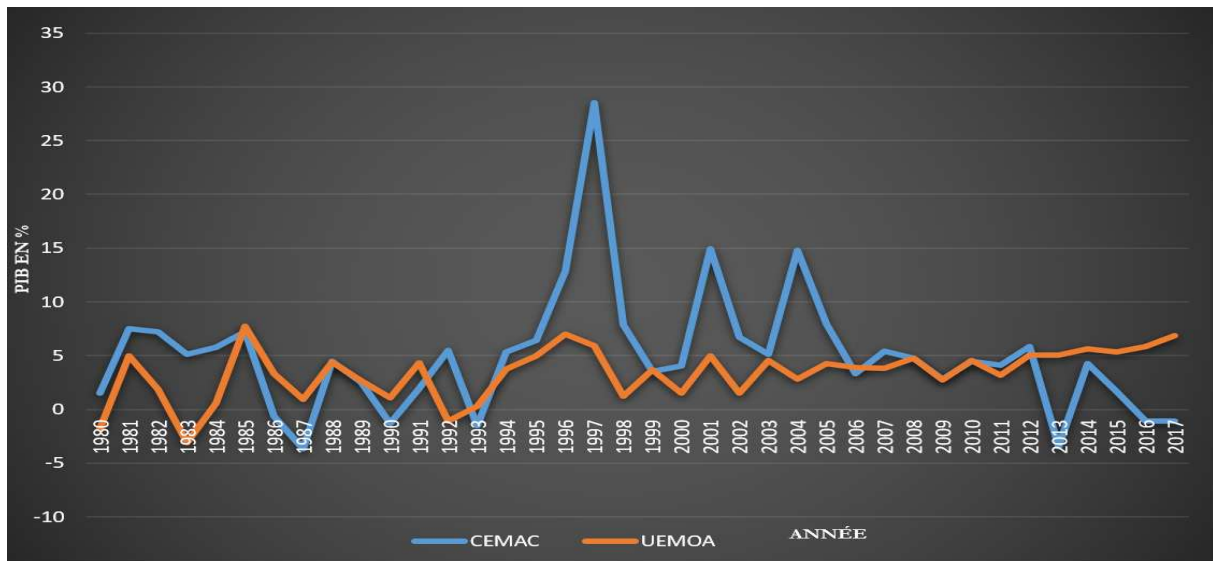
Le dernier rapport de la Banque mondiale consacrée à l'ASS « Africa's Pulse » fait état d'un ralentissement de l'économie en Afrique Subsaharienne, avec une baisse de la croissance en 2015 de 3,7% (contre 4,6% en 2014). La fin du super cycle des prix des matières premières (frappant de plein fouet le pétrole, le cuivre et le minerai de fer), le ralentissement de l'économie chinoise et le durcissement du contexte financier global vont concourir à ralentir l'économie. Le taux de croissance pour l'année 2015 a été le plus bas depuis 2009. Récemment, il est passé de 1,4% en 2016 à 2,6% en 2017, sous l'impulsion d'une demande intérieure générée par la consommation, l'investissement et les dépenses publiques ; et surtout sous l'effet d'un environnement extérieur plus favorable et de plusieurs facteurs ponctuels dont le redressement des productions pétrolière et agricole au Nigéria, et l'atténuation de la sécheresse qui a frappé une grande partie de l'Afrique Orientale et Australe en 2016 et au début de 2017.

Graphique 3 – Evolution de la croissance économique pour l'ensemble de notre échantillon entre 1980 et 2017.



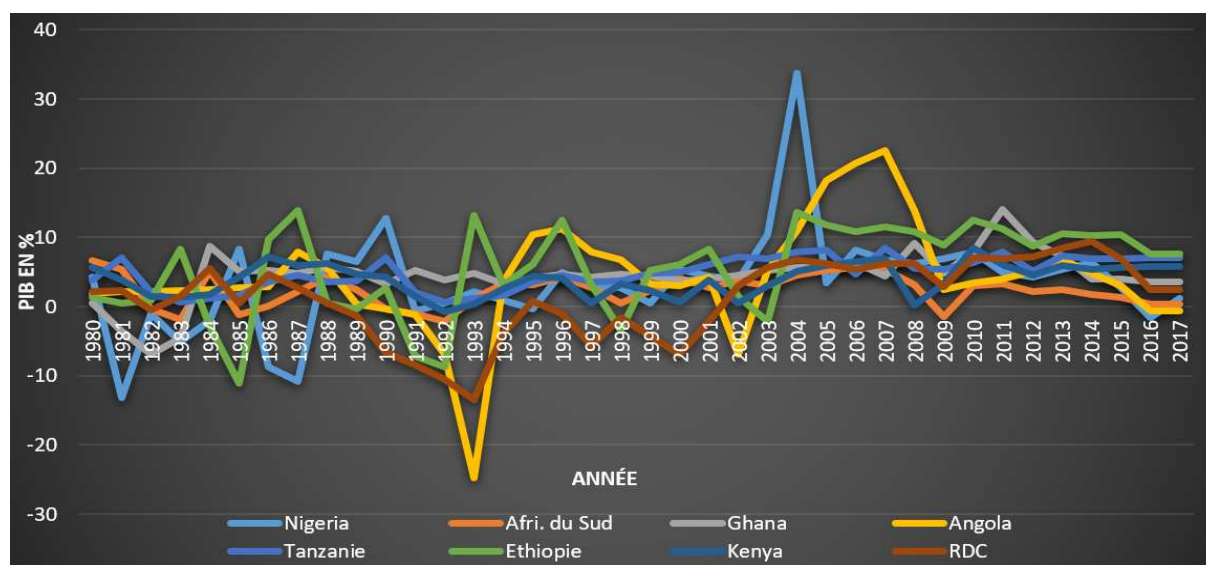
Source : Construction des auteurs

Graphique 4 – Evolution de la croissance économique pour la CEMAC et l'UEMOA entre 1980 et 2017.



Source : Construction des auteurs

Graphique 5 – Evolution de la croissance économique pour les 08 pays hors zone Franc CFA de notre échantillon entre 1980 et 2017.



Source : Construction des auteurs

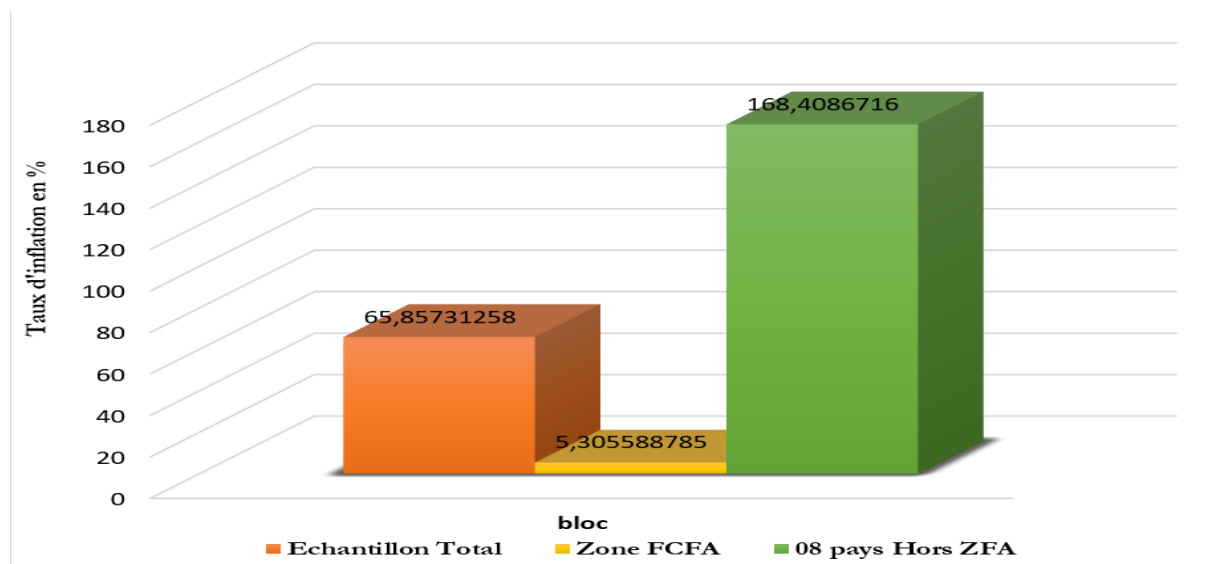
2.2 Amenuisement progressif des tensions inflationnistes en Afrique Subsaharienne

Sur la période 1980-2017 (voir graphiques 6 et 7), les pays de la zone Franc CFA ont enregistré les taux d'inflation le plus faibles de notre échantillon soit 5,30% en moyenne, comparée au groupe des 08 pays hors zone Franc Cfa (168,40%) sur la même période. Particulièrement dans ce bloc de pays, la République Démocratique du Congo¹¹ enregistre le taux d'inflation le plus élevé soit 928,79%, suivi de l'Angola 323,89% et du Ghana 27,66%. En effet, les longues années de guerres civiles qu'ont connu ces pays (RDC et Angola) dans les années 90 peut justifier en partie ces taux records. L'Ethiopie (8,84%) et l'Afrique du Sud (9,21%) ont les taux les plus faibles de ce bloc. L'actualité récente en ASS nous fait savoir que l'inflation a diminué progressivement par rapport à son niveau élevé de 2016. Suite au choc des cours des produits de base ces dernières années, l'inflation avait fortement augmenté entre 2015-2016, sous l'effet principalement de la répercussion des importantes dépréciations monétaires subies par plusieurs pays riches en ressources naturelles, dont l'Angola et le Nigéria (FMI, 2017). Mais en générale, ces tensions inflationnistes se sont atténuées en Angola et au Nigéria en 2017, avec le durcissement de la politique monétaire et la stabilisation du taux de change. En Tanzanie, le contexte de faible inflation a permis à Banque Centrale de baisser les taux d'intérêt au début de l'année 2016. La Banque Centrale du Ghana a également procédé à une baisse de son taux directeur, même si dans ce pays l'inflation est restée supérieure à 10%. Par exemple, l'inflation est passée de plus de 19% en 2016 à près de 13% en Janvier 2017, reflétant l'orientation rigoureuse de la politique monétaire et la relative stabilité du Cédi Ghanéen. A l'opposé, plusieurs pays d'Afrique de l'Est ont observé un rebond d'inflation en début 2017. Après une flambée des prix alimentaires provoquée par la sécheresse, le Kenya a connu une hausse des prix dans ce secteur qui est passée de 11,2% en Décembre 2016 à un pic de 21,5% en Mai 2017, d'où l'inflation globale qui est restée jusqu'à la

11. L'inflation en RDC est également dû à la dépréciation persistance du Franc Congolais face au Dollar US et à la monétisation des déficits publics.

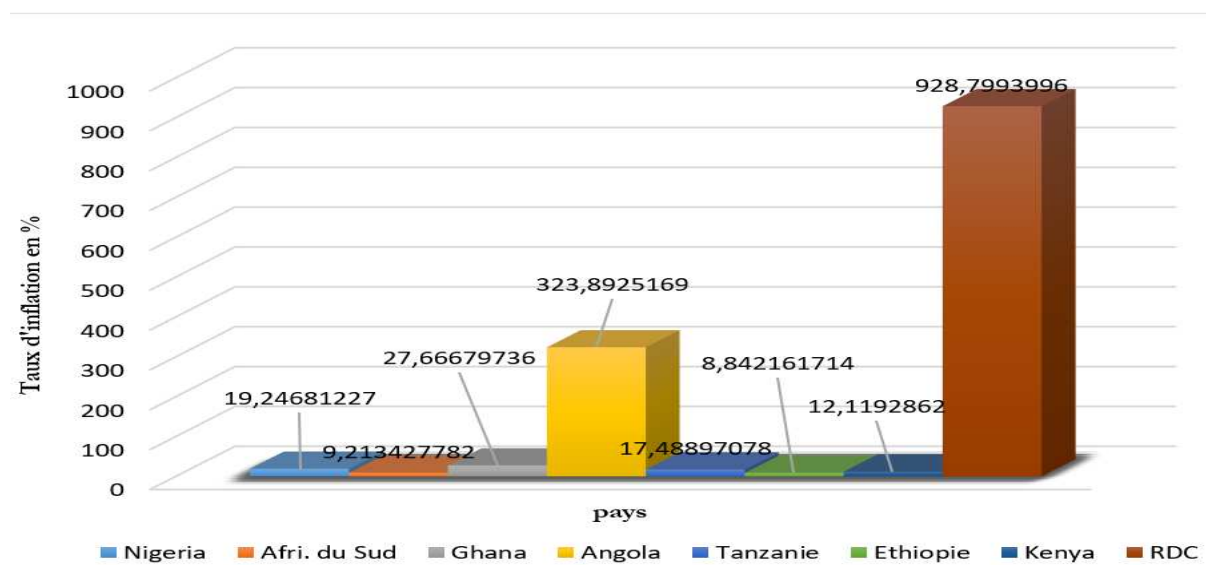
fin du mois de Juin 2017 au-dessus de la limite supérieure de 7,5% de la fourchette ciblée par les autorités. Mais par le suite, l'inflation a fléchi dans ce pays où des mesures gouvernementales visant à accroître les importations de maïs ont permis de ramener ce taux à moins de 7,5% en Juillet.

Graphique 6 – Inflation globale moyenne (indice des prix à la consommation) dans l'ensemble de notre échantillon entre 1980 et 2017.



Source : Construction des auteurs

Graphique 7 – Inflation globale moyenne (indice des prix à la consommation) dans les 08 pays hors zone Franc CFA de notre échantillon entre 1980 et 2017.

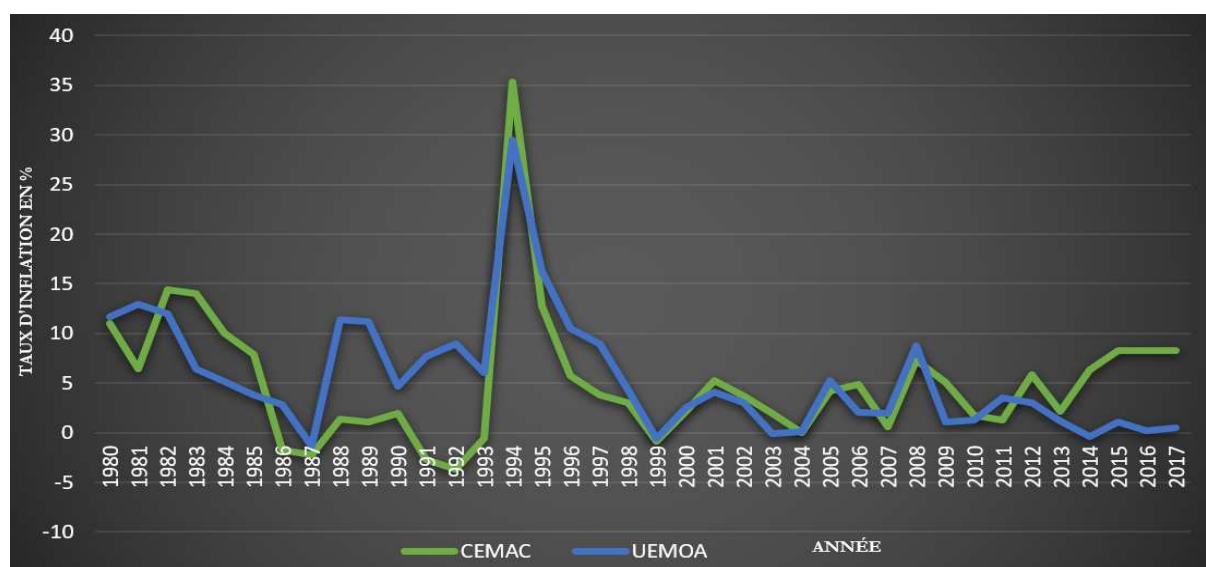


Source : Construction des auteurs

Pour ce qui est de l'évolution de l'inflation dans la zone Franc CFA, malgré l'instauration des mesures de contrôle des prix, des salaires, des tarifs et l'adoption des politiques monétaires anti-inflationnistes, la hausse des prix a atteint 33% en moyenne lors de la dévaluation de 1994 (voir

graphique 8). Cette hausse a été confortée par le raffermissement des cours des matières premières et le rapatriement des capitaux spéculatifs après la dévaluation. Par conséquent, les pays de cette Zone se sont retrouvés dans une situation paradoxale où les banques commerciales gorgées de liquidité, à cause de la hausse des taux d'intérêt par les Banques Centrales pour combattre l'inflation, finançaient très peu l'économie. Selon le FMI, l'inflation était plus marquée dans la CEMAC que dans l'UEMOA, avec respectivement un taux de 37,3% contre 29,7% au moment de la dévaluation. Par la suite en 2008, l'inflation a avoisiné les 8,78% dans l'UEMOA avec l'éclatement de la crise internationale et le report de la spéculation sur les produits alimentaires. Dans la CEMAC, ce taux était de 7,4% dû principalement à la hausse des cours du pétrole. Mais à partir de 2009, ces taux seront relativement bas pour l'ensemble de la zone CFA jusqu'à 2017. En générale, l'inflation reste faible dans la plupart des pays de la CEMAC et de l'UEMOA traduisant ainsi la stabilité de l'ancrage monétaire par rapport à l'Euro.

Graphique 8 – Inflation globale moyenne (indice des prix à la consommation) dans la zone CEMAC et UEMOA entre 1980 et 2017.



Source : Construction des auteurs

3 Méthodologie de l'étude

Cette section va présenter les différentes mesures de la Crédibilité des Politiques Monétaires (3.1), avant de décrire la modélisation (3.2) et les contours méthodologiques (3.3) employés pour vérifier notre hypothèse de départ.

3.1 Mesures et tests de la Crédibilité de la Politique Monétaire dans la littérature

La crédibilité est une notion importante certes, mais difficile à cerner et par conséquent à mesurer. Selon Lucotte (2012) l'évaluation de la crédibilité d'une Banque Centrale consiste à analyser dans quelle mesure évoluent les anticipations d'inflation de long terme suite à un choc

inflationniste exogène ; c'est-à-dire échappant au contrôle de la politique monétaire, tel qu'une hausse des prix des produits ou des matières premières.

a) Mesures de la Crédibilité de la politique monétaire

Svensson (1993) a mis au point une mesure de crédibilité de la politique monétaire dans un régime de ciblage d'inflation dans lequel la Banque Centrale définit et annonce au marché un objectif minimum (π_{min}) et maximum (π_{max}) pour le taux d'inflation. Dans cette mesure de Svensson (1993), les taux d'intérêt réels minimum et maximum correspondant à l'objectif d'inflation dans des intervalles de tolérance (CM_{min} et CM_{max}) respectivement sont calculés en soustrayant le taux d'inflation maximal cible (π_{max}) et taux d'inflation minimal ciblé (π_{min}) à partir des rendements nominaux des obligations d'État (i_t) :

$$CM_{min} = i_t - \pi_{max} \quad (1)$$

$$CM_{max} = i_t - \pi_{min} \quad (2)$$

Afin d'estimer la crédibilité de la politique monétaire et de comparer les résultats à ceux du test de Svensson (1993), quatre (04) méthodologies supplémentaires largement utilisées, proposées par Cecchetti et Krause (2002), Sicsú (2002), De Mendonça (2004), et De Mendonça et De Souza (2009) ont été utilisées. Cecchetti et Krause (2002) ont proposé un indice de crédibilité normalisé, compris entre 0 et 1, qui mesure les écarts des anticipations d'inflation ($E(\pi_t)$) par rapport à l'inflation cible (π_t) :

$$CI_{CecchettiandKrause} = \begin{cases} 1 & \text{if } E(\pi) \leq \pi_t \\ 1 - \frac{E(\pi) - \pi_t}{0.2 - \pi_t} & \text{if } \pi_t < E(\pi) < 20\% \\ 0 & \text{if } E(\pi) \geq 20\% \end{cases} \quad (3)$$

Pour le marché brésilien, Sicsú (2002) a proposé un indicateur des anticipations d'inflation ($E(\pi_t)$) similaire à celui proposé par Cecchetti et Krause (2002), fondé sur l'objectif d'inflation (π_t) et sa limite supérieure (π_t^{max}).

$$CI_{Sicsú} = 100 - (100 * \frac{|E(\pi_t) - \pi_t|}{\pi_t^{max} - \pi_t}) \quad (4)$$

De Mendonça (2004) a proposé une normalisation de l'indice de Sicsú, ce qui peut avoir des valeurs négatives, de sorte qu'il se situe dans la plage $[0,1]$. Dans cette normalisation, $\pi_t^* = \{\pi_t^{min}; \pi_t^{max}\}$ sont les limites inférieure et supérieure de la cible d'inflation :

$$CI_{Mendonça} = \begin{cases} 1 & \text{if } E(\pi) \leq \pi_t \\ 1 - \frac{E(\pi) - \pi_t}{\pi_t^* - \pi_t} & \text{if } \pi_t^{min} < E(\pi) < \pi_t^{max} \\ 0 & \text{if } E(\pi_t) \geq \pi_t^{max} \text{ or } E(\pi_t) \leq \pi_t^{min} \end{cases} \quad (5)$$

De Mendonça et De Souza (2009) ont proposé des indicateurs de crédibilité fondés sur l'hypothèse selon laquelle la crédibilité peut être mesurée par la réputation à moyen et à long terme au fil du temps de la Banque Centrale. Comme la réputation, ces mesures de crédibilité prennent en compte l'inflation observée et ont donc des caractéristiques rétrospectives.

$$R = \begin{cases} 1 & \text{if } \pi_t^{min} \leq \pi_t^{obs} \leq \pi_t^{max} \\ 1 - \frac{\pi_t^{obs} - \pi_t^{max}}{0.2 - \pi_t^{max}} & \text{if } \pi_t^{max} \leq \pi_t^{obs} \leq 20\% \\ 1 - \frac{\pi_t^{obs} - \pi_t^{min}}{-\pi_t^{min}} & \text{if } 0\% \leq \pi_t^{obs} \leq \pi_t^{min} \\ 0 & \text{if } \pi_t^{obs} \geq 20\% \text{ or } \pi_t^{obs} \leq 0\% \end{cases} \quad (6)$$

$$CI_{Mean} = \frac{\sum_{i=1}^n R_i}{n} \quad (7)$$

où R est la réputation de l'autorité monétaire, π_t^{obs} est l'inflation observée au cours des douze derniers mois, π_t^{min} et π_t^{max} sont respectivement les limites inférieures et supérieures de l'objectif d'inflation. Dans cette étude, De Mendonça et De Souza ont estimé deux indices de crédibilité : CI_{mean} définit dans l'équation (7), correspondant à la réputation moyenne de la Banque Centrale dans le temps et $CI_{weighted}$, définit dans l'équation (8), à la réputation moyenne pondérée de la Banque Centrale. Le poids ($p_i = k_i/n$) diminue en fonction du temps t , c'est-à-dire que le poids p_i est le rapport de k_i , qui diminue en fonction du temps t et, il est limité au intervalle $[0,1]$.

$$CI_{Weighted} = \frac{\sum_{i=1}^n (R_i * p_i)}{\sum_{i=1}^n p_i} \quad (8)$$

Un autre type de mesure relativement proche consiste à approximer l'évolution des anticipations d'inflation à long terme par l'évolution des swaps de même échéance indexés sur l'inflation. Toutefois, ce type d'informations n'est généralement pas disponible pour les pays en développement ou, lorsque ces informations sont disponibles, elles ne le sont que pour un échantillon et une profondeur temporelle relativement restreints¹². C'est principalement pour cette raison que la majorité des études empiriques ayant cherché à analyser la crédibilité du régime de ciblage d'inflation à travers son pouvoir d'ancrage des anticipations se sont majoritairement focalisées sur les économies industrialisées (voir notamment Johnson (2002, 2003), Levin et al. (2004), Demir et Yigit (2008), Gürkaynak et al. (2010)).

La crédibilité des politiques monétaires a toutefois été mesurée par certains auteurs. Johnson

12. L'enquête la plus exhaustive sur les anticipations d'inflation du secteur privé est celle fournie par Consensus Economics. Cette enquête, réalisée mensuellement auprès de plus d'un millier de prévisionnistes, couvre en effet 85 pays, la plupart depuis 1989. Toutefois, son coût d'acquisition relativement élevé fait que peu d'universitaires ont accès à cette base de données.

(1995) prend l'exemple de 18 pays au cours de la période allant de 1984 à 1995, et essaye d'évaluer la crédibilité et l'efficacité de leur politique monétaire en se basant sur des prévisions d'inflation faites par des prévisionnistes au cours d'une enquête dans chacun des pays. Ces enquêtes d'inflation offrent un moyen de jauger les anticipations des agents économiques et d'évaluer la crédibilité. Plus tard, le même auteur Johnson (1997) aura recours à une méthode spécifique pour évaluer la crédibilité de la politique monétaire à l'aide des données d'enquête d'*Economic Forecasts*¹³ dans le cas du Canada. Il procèdera à une comparaison des prévisions des taux d'inflation et des points médians des fourchettes cibles. Il s'agit là d'une mesure directe de la crédibilité¹⁴.

Clarida et al. (1999) ont présenté des modèles théoriques qui prédisaient que si le ratio de sacrifice¹⁵ est faible alors, la Banque Centrale est plus crédible. L'étude de ces auteurs se base sur le différentiel taux long / taux court qui peut être considéré comme une mesure des anticipations d'inflation. Cette évaluation devrait néanmoins tenir compte de la position dans le cycle des économies ou des variations du niveau d'endettement de l'Etat (Aurel-Level, 2001).

Cette idée de mesure de la crédibilité à partir de la courbe des taux se trouve aussi dans les travaux de Goodfriend (1993) et de Gerlach-Kristen (2003), où la variation des taux nominaux à long terme fournit une approximation satisfaisante des craintes inflationnistes. Afin d'améliorer ces approximations inflationnistes, Bomfim et Rudebusch (2000) ont élaboré un indice de crédibilité qui permet d'évaluer le poids accordé par le secteur privé à l'objectif d'inflation dans la formation de leurs attentes et prévisions inflationnistes. A ce stade, si les attentes de ces derniers sont basées sur une cible alors, la Banque Centrale est considérée comme crédible.

Enfin, Argov et al. (2007) dans un papier du FMI proposent un indice de crédibilité endogène simple au niveau de l'économie israélienne pour la période 1997-2006, tout en estimant particulièrement la détérioration de la crédibilité monétaire et le coût de la production entre 2001-2003. La mesure de la crédibilité de la politique monétaire dans leurs travaux est fondée sur une équation assigné à des paramètres clés qui sont ensuite été utilisés pour évaluer l'impact de la crédibilité sur les variables macroéconomiques.

Au travers de ces exemples, la mesure de la CPM en Afrique Subsaharienne s'avère être très délicate du moment où l'on dispose d'une méthodologie plurielle pour ce type d'investigation. Le choix de la méthodologie à adopter va ainsi dépendre de notre objectif concret et de sa faisabilité dans le contexte de notre étude.

b) Quelques tests sur la Crédibilité de la politique monétaire

On peut tester la présence des effets d'une politique monétaire crédible par différentes techniques comme la méthode d'erreur d'anticipation, la procédure d'apprentissage bayésienne, les paramètres variants dans le temps pour prendre en compte la critique de Lucas et le filtre de

13. Les prévisions d'inflation qui proviennent des enquêtes de Consensus Economics concernent des prévisions portant sur un horizon de six à dix ans.

14. Une seconde méthode consiste à calculer les erreurs de prévision pour chacun des pays, chacun des prévisionnistes et chacune des années, ainsi que pour le régime en vigueur en présence ou absence de cibles en matière d'inflation.

15. Le ratio de sacrifice nous dit de combien de points de pourcentage il faut réduire la production pour faire baisser l'inflation d'un certain nombre de points de pourcentage. Ce ratio serait abaissé car les agents changeraient leurs attentes d'inflation en fonction des cibles annoncées en anticipant que les autorités monétaires atteindront leur objectif (cet objectif serait alors crédible).

Kalman (Gübuz, 2008).

Test 1 : Prediction-Error Method and Proxy Variables (la méthode d'erreur d'anticipation)

La plupart des travaux empiriques relatifs à la crédibilité des politiques économiques comme par exemple les travaux de Blanchard (1984), Christensen (1987) et Kremers (1990) utilisent la méthode d'erreur d'anticipation. Cette méthode consiste à estimer un modèle du processus inflationniste dans la période de pré-réforme et à faire des prévisions pendant la période de post-réforme¹⁶.

Christensen (1987, 1990) utilise la variation du taux de change comme une variable *proxy* pour la crédibilité d'un régime de taux de change. Il argumente que la condition nécessaire pour soutenir un degré élevé de crédibilité est le fait que la variation du taux de change devienne corrélée positivement avec le taux d'intérêt nominal. Il mesure la variable de crédibilité par l'écart type du taux de change. La crédibilité est donc affectée par l'appréciation et la dépréciation de l'unité monétaire domestique.

Blanchard (1984) examine le comportement de deux relations importantes pour lesquels les anticipations jouent un rôle important : relation entre l'inflation et le chômage, c'est-à-dire la courbe de Phillips et la relation entre les taux d'intérêt de court terme et de long terme, et donc la structure par terme des taux d'intérêt. Il se base sur la critique de Lucas dans la période de changement de la politique monétaire américaine en 1979.

Kremers (1990) analyse comment la politique désinflationniste en Irlande a gagné de la crédibilité à partir de la participation de l'Irlande au système de taux de change européen (ERM)¹⁷. Pour ce faire, il construit un modèle du taux d'inflation de l'Irlande avec deux variables exogènes : variables anticipées comme le taux d'inflation anticipé du Royaume-Uni et celui d'ERM (Irlande exclue) et variables explicatives comme les coûts de facteurs et concurrence des prix internationaux. En effet, selon l'hypothèse qu'il fait l'inflation des prix à la consommation en Irlande dépend de deux éléments : les coûts de facteurs et la concurrence des prix internationale. D'après, les résultats obtenus, il met en évidence que la politique désinflationniste irlandaise a gagnée de la crédibilité après l'intégration de l'Irlande à ERM.

Test 2 : Bayesian Learning Procedure (la procédure d'apprentissage bayésienne)

On peut tester la crédibilité par la méthode de la procédure d'apprentissage bayésienne suite à l'adoption d'un nouveau programme. Dans cette méthode, il s'agit de formuler et de déterminer une règle de décision bayésienne, c'est-à-dire une règle qui choisit l'hypothèse minimisant l'espérance de risque et de dériver explicitement une probabilité d'échec d'un programme de désinflation dès que les agents privés commencent à observer un changement dans un régime. Le critère est de minimiser le nombre d'erreur, et donc la probabilité d'erreur.

16. Une procédure alternative consiste à définir et à introduire explicitement une variable de crédibilité dans le modèle de régression et de tester sa signification et sa stabilité dans le temps.

17. European Exchange Rate System, système adopté à partir de Mars 1979 par la Communauté Européenne dans le cadre du système monétaire Européen dans le but de réduire la volatilité du taux de change et d'assurer la stabilité monétaire en Europe.

Baxter (1985) essaye d'évaluer l'évolution de la crédibilité après l'introduction d'une politique de taux de change annoncée en Argentine et au Chili dans les années 1970. Son objectif est de développer et d'appliquer une méthode pour mesurer la crédibilité d'une réforme de politique annoncée et ainsi, de voir comment les agents décident de croire à la réussite de la réforme annoncée au moment de l'annonce du changement ou de la réforme en question, quand ils n'ont que de l'information passée sur la mise en application des changements ou des réformes. Une fois que les agents privés ont une idée sur les règles de politique du gouvernement, ils calculent la probabilité que ces règles appartiennent à l'ensemble des règles de la réforme, en utilisant la technique bayésienne. Il construit un modèle linéaire de régression multiple où il essaye d'expliquer la variable cible de la politique par des variables d'état et un terme d'erreur. Il conclut que l'amélioration de la crédibilité cause une réduction de l'inflation et des taux d'intérêt et qu'elle augmente les réserves et la demande de la monnaie réelle.

Weber (1991) mesure une réputation anti-inflationniste par une probabilité que les décideurs de politique poursuivent des politiques à faible inflation, en se posant comme question si le système monétaire Européen a aidé les pays membres à réduire leur taux d'inflation dans les années 1980. Cette probabilité est dérivée par apprentissage dans le temps à partir du comportement actuel des faiseurs et estimée par une procédure bayésienne qui consiste à trouver comment l'inflation peut être estimée à une période donnée sous différentes hypothèses alternatives relatives au degré auquel les chocs d'inflation sont permis par la Banque Centrale. La technique bayésienne qu'il adopte dans son article, consiste à trouver la façon dont l'inflation peut être anticipée dans chaque sous-période à partir de différentes hypothèses sur le degré auquel les chocs d'inflation autorisés à être permanents par la Banque Centrale. Cette technique détermine la probabilité que la moyenne de différentes anticipations donne mieux l'inflation par rapport au cas où ces anticipations seraient examinées séparément, et lui permet de conclure que le système monétaire international a réduit les coûts de désinflation.

Test 3 : Time-Varying Parameters and the Lucas Critique (les paramètres variant dans le temps et la critique de Lucas)

Un autre moyen de tester les effets de la crédibilité consiste à utiliser les paramètres variant dans le temps en se basant sur la critique de Lucas. Puisqu'on ne peut pas penser que les variables qu'on analyse ne peuvent pas rester invariantes et qu'elles peuvent évoluer sous l'influence de la politique économique, quand les acteurs privés reconnaissent des modifications dans les règles ou dans le régime de politique économique et quand ils les intègrent dans leur comportement. C'est pour cela que selon Lucas, il faut comparer les coefficients de régression de différentes périodes correspondant à différents régimes de politique économique.

Mankiw et al. (1987) utilisent des techniques de régression à changements de régimes pour tester les effets de la crédibilité. Dans leur article, ils ont pour but d'analyser le changement du comportement des taux d'intérêt nominaux suite au changement de régime dans le système de la Réserve Fédérale (FED) en 1914 et de déterminer comment les agents privés ont réagi par leurs anticipations. Ils estiment le modèle step et le modèle logistique de Modigliani-Such par régression à changement de régime. Ils concluent que les agents sur le marché financier n'ont pas pu estimer le nouveau processus du taux d'intérêt de court terme dans les premiers mois mais après, ils ont anticipé les effets de l'introduction du nouveau régime et ont réagi conformément au changement dans quelques mois.

Test 4 : Kalman Filter (Le filtre de Kalman)

En tant qu'une technique alternative récente pour mesurer les effets de la crédibilité, le filtre de Kalman est proposé par Agénor et Taylor (1992). Dans cette technique, il s'agit d'estimer des variables d'état par le filtre de Kalman et d'estimer à chaque instant t les variables cachées (le vecteur d'état) conditionnellement aux variables observées jusqu'à la date t (le vecteur de mesure).

Agénor et Taylor (1993) utilisent cette procédure pour estimer la taille et la diffusion des effets de la crédibilité dans le cadre des politiques de stabilisation dans des pays à inflation élevée. Plus particulièrement, ils examinent le Cruzado Plan mis en œuvre au Brésil en 1986. Ils obtiennent comme résultat que même si le Cruzado Plan semble avoir gagné de la crédibilité rapidement, ses impacts sur le processus inflationniste ont été moins dramatiques.

Karfakis et al. (2000) analysent le programme de stabilisation mis en œuvre en Grèce en 1985 par la procédure à deux étapes tout en se focalisant sur les propriétés de séries temporelles du processus inflationniste et du marché parallèle. Ils utilisent la procédure de Harvey pour décomposer le marché parallèle en une composante permanente et en une composante transitoire qu'ils considèrent comme la mesure de la crédibilité. Après, ils estiment le processus de l'inflation avec des coefficients variant en utilisant l'approche du filtre de Kalman. Ils concluent que le programme en question a gagné de la crédibilité immédiatement.

3.1.1 Formulation et mesure de la Crédibilité de la Politique Monétaire en Afrique Subsaharienne

L'absence d'un historique suffisamment long des valeurs de l'inflation anticipée de long terme pour les pays d'Afrique Subsaharienne altère de manière considérable la possibilité d'utiliser les méthodes d'appréciation de la crédibilité telle que : la méthode du sacrifice de ratio (voir Clarida et al., 1999) ou encore celle de l'évolution des swaps. Compte tenu de cela, nous allons recourir pour une mesure de la crédibilité à la formulation d'Argov et al. (2007). Celle-ci présente l'avantage d'être aisément calculable sur une base annuelle avec des valeurs spécifiques à chaque pays de notre échantillon, même si elle présente souvent quelques défauts évidents. En effet, Castelnovo et al. (2003) fournissent une alternative intéressante : ces auteurs retiennent l'ancrage des anticipations à long terme de l'inflation comme critère de la CPM du point de vue de sa détermination à atteindre l'objectif annoncé de stabilité des prix. Ils considèrent que les anticipations à long terme sont correctement ancrées si elles présentent les deux caractéristiques observables suivantes : un faible degré de volatilité autour du niveau donné, correspondant à l'objectif officiel d'inflation ou au milieu de la bande-cible lorsque la Banque Centrale quantifie son objectif, ainsi qu'une faible corrélation avec les mouvements de l'inflation réalisée et les anticipations à court terme. Cette étude utilise toutefois la chronique des anticipations d'inflation à long terme fournie par les enquêtes de la société Consensus Forecasts depuis la fin des années quatre-vingt, base que nous n'avons pas à notre disposition pour notre échantillon.

De ce fait, Laxton et al. (2002) vont dans leur travail proposer une mesure simple de la CPM à l'aune d'une transformation des taux d'intérêt à long terme qui compare le taux courant avec ses plus hauts et plus bas niveaux historiques sur la période sélectionnée. Elle se présente formellement comme suit :

$$Cr_{it} = \frac{(R_{it} - R_{i,max})^2}{(R_{it} - R_{i,max})^2 + (R_{it} - R_{i,min})^2} \quad (9)$$

Ainsi, pour chaque pays i à la période t de l'échantillon, l'indicateur est obtenu par la transformation du taux d'intérêt nominal de long terme¹⁸ R_{it} . Les valeurs minimales et maximales $R_{i,min}$ et $R_{i,max}$ correspondent aux extrema de cette variable pour chaque pays sur la période de disponibilité des données.

La justification de cette approche est tirée d'un travail de Goodfriend (1993) selon lequel la variation des taux nominaux de long terme fournit une bonne approximation des craintes inflationnistes. L'idée sous-jacente étant que le rendement des obligations de l'Etat à long terme contient une prime d'inflation qui peut être utile pour identifier des périodes de basse, moyenne et haute crédibilité. La crédibilité a plus de chance d'être forte lorsque les taux longs sont proches de leur minimum et faible lorsqu'ils sont à un niveau historiquement élevé. Le taux d'intérêt nominal étant composé du taux d'intérêt réel et de l'inflation, Goodfriend suppose qu'une variation de long terme des taux nominaux est davantage due à une variation de l'inflation que de celle des taux d'intérêt réels. Cette hypothèse forte, qui revient à supposer que les variations des taux d'intérêt réels et des primes de risque n'expliquent qu'une faible proportion de la volatilité des taux nominaux à long terme, est plus vraisemblable pour les périodes où l'engagement anti-inflationniste de la politique monétaire est moins fort. Ceci constituerait naturellement une limitation importante de l'application de l'indicateur choisi dans certains pays de notre échantillon, où depuis une période donnée cet engagement est élevé.

Les arguments et les limites précédents vont donc amener Argov et al. (2007) à reprendre cette formulation de la CPM en remplaçant le taux d'intérêt nominal de long terme par le taux d'inflation qui constitue une approximation de la précédente formulation. Ainsi, en se basant sur ce changement, on a la nouvelle formulation suivante :

$$Cr_{it} = \frac{(\pi_{i,max} - \pi_{i,t})^2}{(\pi_{i,min} - \pi_{i,t})^2 + (\pi_{i,max} - \pi_{i,t})^2} \text{ avec } 0 \leq Cr_{it} \leq 1 \quad (10)$$

Où π_{it} représente le taux d'inflation d'un pays i à un moment donné t , $\pi_{i,min}$ et $\pi_{i,max}$ représentant ses valeurs maximales et minimales. En effet, lorsque l'indice $Cr_{i,t}$ se rapproche de 0 point, la politique monétaire perd de sa crédibilité car la Banque Centrale s'éloigne de l'objectif ou de la cible d'inflation qu'elle avait annoncée. Inversement, lorsque l'indice $Cr_{i,t}$ se rapproche de 1 point, la politique monétaire gagne en crédibilité, car la Banque Centrale se rapproche de son objectif ou de sa cible en terme d'inflation.

Le développement théorique précédent nous emmène à conjecturer une relation décroissante entre la crédibilité et l'inflation. En procédant à la dérivé de cette formulation par rapport à π_{it} on a :

18. Taux d'intérêt nominal = Taux d'intérêt réel + Taux d'inflation.

$$\begin{aligned}
\frac{\delta C r_{it}}{\delta \pi_{it}} &= \frac{-2\pi_{i,t} [(\pi_{i,max} - \pi_{i,t})^2 + (\pi_{i,min} - \pi_{i,t})^2] - [(-2\pi_{i,t} - 2\pi_{i,t})(\pi_{i,max} - \pi_{i,t})^2]}{[(\pi_{i,max} - \pi_{i,t})^2 + (\pi_{i,min} - \pi_{i,t})^2]^2} \\
&= \frac{-2\pi_{i,t} [(\pi_{i,max} - \pi_{i,t})^2 + (\pi_{i,min} - \pi_{i,t})^2] + 4\pi_{i,t}(\pi_{i,max} - \pi_{i,t})^2}{[(\pi_{i,max} - \pi_{i,t})^2 + (\pi_{i,min} - \pi_{i,t})^2]^2} \\
&= \frac{-2\pi_{i,t}(\pi_{i,max} - \pi_{i,t})^2 - 2\pi_{i,t}(\pi_{i,min} - \pi_{i,t})^2 + 4\pi_{i,t}(\pi_{i,max} - \pi_{i,t})^2}{[(\pi_{i,max} - \pi_{i,t})^2 + (\pi_{i,min} - \pi_{i,t})^2]^2} \\
\frac{\delta C r_{it}}{\delta \pi_{it}} &= \frac{-2\pi_{i,t} [(\pi_{i,min} - \pi_{i,t})^2 + (\pi_{i,max} - \pi_{i,t})^2]}{[(\pi_{i,max} - \pi_{i,t})^2 + (\pi_{i,min} - \pi_{i,t})^2]^2}
\end{aligned}$$

On remarque que le signe de la dérivée dépend du signe de :

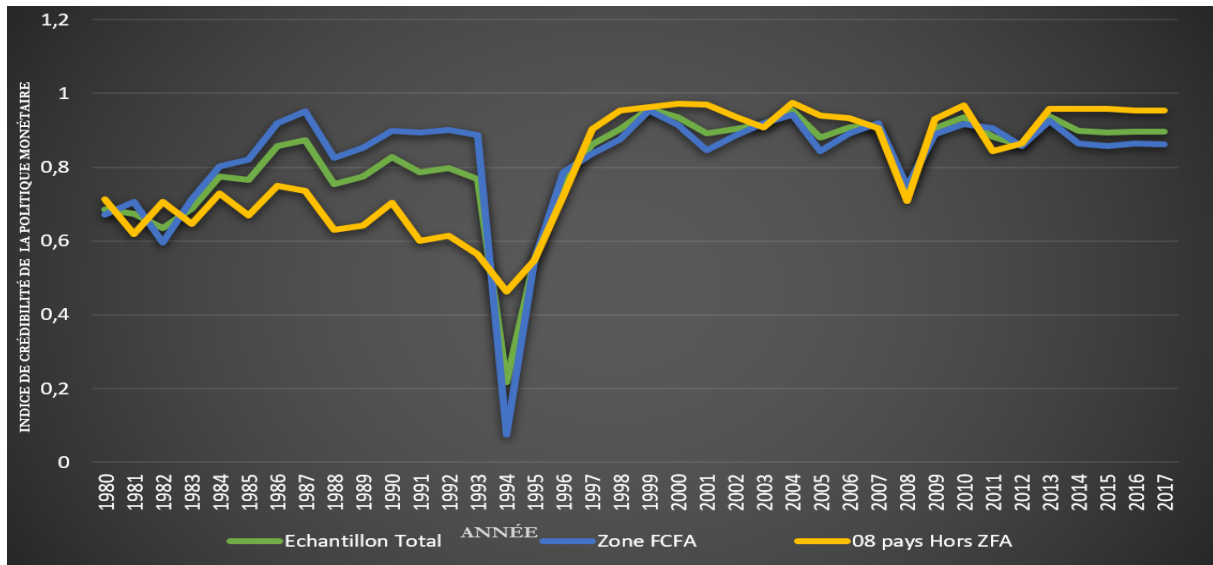
$$[(\pi_{i,min} - \pi_{i,t})^2 - (\pi_{i,max} - \pi_{i,t})^2];$$

en effet, on remarque que si on a : $[(\pi_{i,min} - \pi_{i,t})^2 - (\pi_{i,max} - \pi_{i,t})^2] > 0$ alors on peut conclure que $\frac{\sigma C r_{i,t}}{\sigma \pi_{i,t}} < 0$, conformément au développement théorique sous-jacent à la formulation de la crédibilité.

La CPM des pays de notre échantillon est à notre sens, mieux indexée par cette dernière formulation parce que, comparativement à la première, elle cadre mieux avec le contexte d'étude en raison d'une libéralisation tardive des taux d'intérêt et de la création tardive d'un marché monétaire dans la zone Franc CFA en particulier. De même, la politique de taux d'intérêt comme instrument de la politique monétaire a une efficacité limitée dans cette Zone où, les Banques Centrales fonctionnent beaucoup plus avec la base monétaire, le taux d'intérêt ne pouvant jouer véritablement son rôle d'influence sur le mouvement des capitaux que s'il existe un marché monétaire fonctionnant en bonne et due forme (Nguena, 2012).

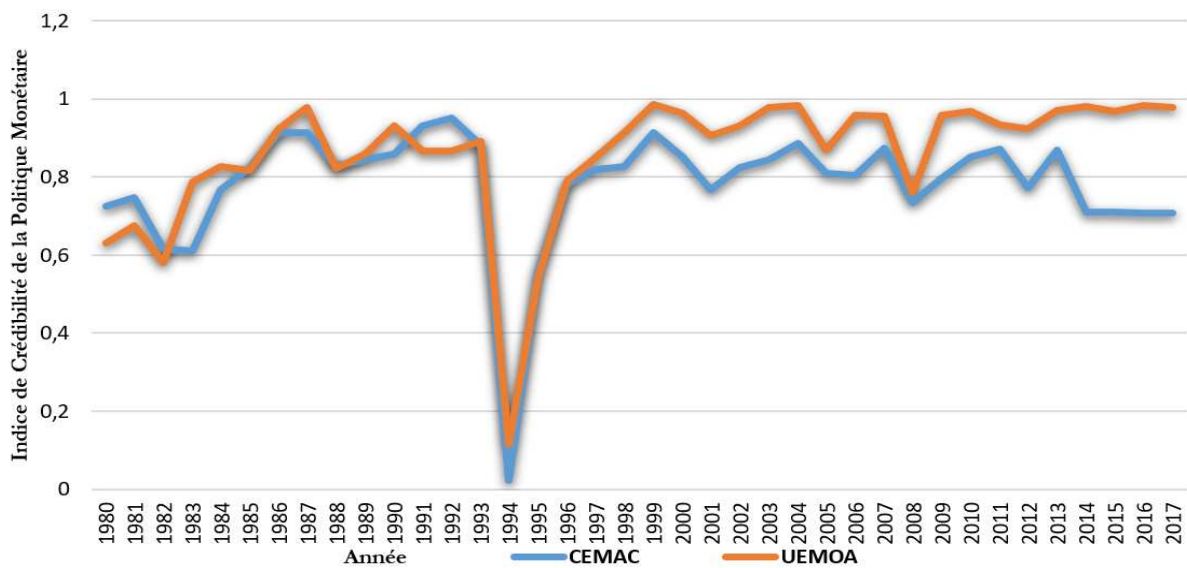
Ainsi, l'application de la formulation de l'équation (10) a permis d'avoir des valeurs de la CPM comprises entre 0 point et 1 point, qui correspondent respectivement aux seuils de crédibilité nulle et parfaite par Zone et par année (voir graphiques 9, 10 et 11 ci-dessous). Récemment, cette formule fut utilisée dans les travaux de Nguena (2012), Bendahmane (2015) et Kwangyong (2016).

Graphique 9 – Evolution de l'indicateur de la CPM dans l'ensemble de notre échantillon entre 1980 et 2017.



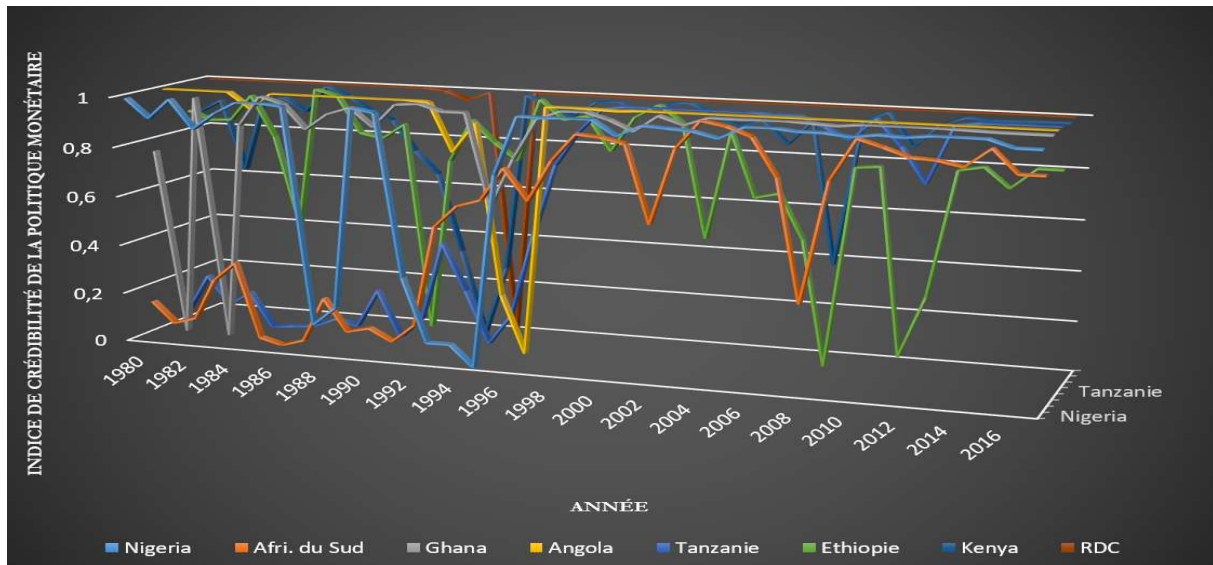
Source : Construction des auteurs

Graphique 10 – Evolution de l'indicateur de la CPM dans la zone CEMAC et UEMOA entre 1980 et 2017



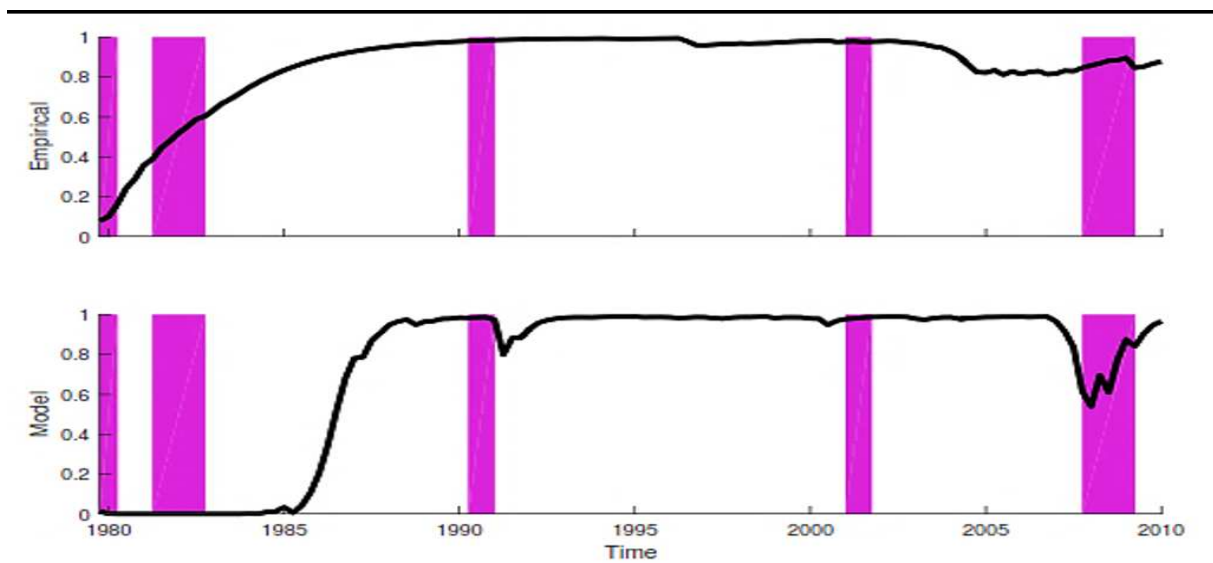
Source : Construction des auteurs

Graphique 11 – Evolution de l'indicateur de la CPM dans les pays 08 hors zone Franc CFA de notre échantillon entre 1980 et 2017



Source : Construction des auteurs

Graphique 12 – Evolution de la CPM de la Réserve Fédérale (FED) aux Etats-Unis entre 1980 et 2010



Source : Kwangyong (2016)

Méthodiquement, il serait erroné d'utiliser l'indice de réputation et de crédibilité de De Mendonça et De Souza (2009) car, sur les 22 pays constituant notre panel, seul deux (02) d'entre eux à savoir l'Afrique du Sud en 2000 et le Ghana¹⁹ en 2007 ont adopté une stratégie de ciblage de l'inflation²⁰. Pour ces deux pays d'Afrique Subsaharienne cibleurs d'inflation, en réactualisant la formulation (6) De Mendonça et De Souza (2009), Lucotte (2012) obtient les valeurs suivantes

19. Le Ghana affiche des performances plus qu'inquiétantes, avec des échecs successifs dans l'atteinte de la cible, et une inflation qui n'a cessé d'augmenter depuis Mai 2007, et l'adoption du ciblage d'inflation.

20. Le ciblage de l'inflation est un régime de politique monétaire qui comprend 05 éléments : (i) l'an-

de réputation : 0.90 point pour l'Afrique du Sud et 0,43 point pour le Ghana à partir des années respectives d'adoption du ciblage de l'inflation.

A la lumière des graphiques (9), (10) et (11) précédents, le principal constat est que les bas niveaux de la crédibilité correspondent aux forts taux d'inflation et inversement, les niveaux élevés de crédibilité correspondent aux bas taux d'inflation. L'on peut donc conjecturer que la théorie qui dit que les niveaux élevés de crédibilité doivent être associés à une maîtrise de l'inflation à un bas taux est vérifiée dans le contexte de cette étude.

D'après le graphique 9, il ressort que la politique monétaire dans nos 03 groupes (échantillon total, zone Franc CFA et 08 pays hors zone Franc CFA) est crédible sur la période 1980-2017 en terme d'engagement anti inflationniste. Effectivement, il n'y a qu'entre 1992 et 1994 que cette crédibilité a connu une chute à 0,46 point pour les huit (08) pays hors zone Franc CFA. Pour la zone Franc CFA proprement dite, cette chute de la crédibilité est allée jusqu'à 0,07 point en 1994 à cause de la dévaluation qui a conduit à une hausse spectaculaire du niveau des prix au cours de cette année. Mais très vite, les valeurs de la crédibilité remonteront à 0,54 point dès 1995. De 1996 à 2017, ces valeurs seront situées dans l'intervalle 0,7 point et 1 point. Cette performance précédente des Banques Centrales de notre échantillon n'est pas très loin de celle de la FED aux Etats-Unis entre 1988 et 2006, période postérieure la crise financière (voir graphique 12). D'après l'analyse de Romer (2004), il semble plausible qu'une partie de l'histoire politique de la FED ait justifier sa crédibilité à cette période précise.

Dans la zone CFA (voir graphique 10), ce bon résultat en termes de politique monétaire crédible peut s'expliquer par la convertibilité illimitée et la fixité de la parité du Franc CFA par rapport à l'Euro²¹. La convertibilité garantie par les accords de coopération monétaire s'entend comme une convertibilité à un taux de change fixe. Ceci ne veut pas dire que le taux ne peut pas être modifié. Dans la littérature, il apparaît qu'un taux de change fixe permet d'augmenter la crédibilité à l'engagement du gouvernement de la Banque Centrale en faveur d'une politique monétaire stable. En réduisant les anticipations inflationnistes et donc les taux d'intérêt, la crédibilité accrue peut entraîner une production plus élevée. (Ngniado, 2016).

Le principe reste celui de la stabilité du taux de change qui a conduit jusque-là à une remarquable stabilité monétaire. La discipline monétaire dont les Unions de cette Zone se sont maintenant approprié le principe est confortée par les accords de coopération monétaire. En garantissant la fixité du taux de change, ces accords renforcent la crédibilité de la politique de stabilité monétaire et par là même, son efficacité à travers le nouveau statut d'autonomie²² des Banques Centrales qui va dans le même sens (Guillaumont J. et Guillaumont P., 2017). Cependant, maintenir plus longtemps les parités n'est pas nécessairement gage de crédibilité.

nonce publique d'objectifs d'inflation numériques à moyen terme; (ii) l'engagement des institutions à faire de la stabilité des prix leur principal objectif; (iii) une stratégie d'information dans laquelle un certain nombre de variables (monétaires et non monétaires) sont utilisées dans la prise de décision; (iv) amélioration de la transparence, via la communication avec le public et le marché, concernant les projets, les objectifs et les décisions de l'autorité monétaire; et (v) responsabilité accrue de la Banque Centrale quant à la réalisation des objectifs d'inflation (Mishkin, 2000).

21. L'ancrage des Francs CFA à une monnaie bien définie (en l'occurrence l'Euro) leur assure en permanence une cotation stable (qui disparaîtrait avec un rattachement à un panier). C'est un élément de la confiance de la stabilité monétaire. Il contribue à réduire les anticipations inflationnistes des agents économiques et par là, à diminuer les coûts que présente la réduction de l'activité économique due à une politique monétaire restrictive qui serait peu crédible.

22. Une autre réforme importante a été la modification des statuts de la BCEAO et de la BEAC afin d'en accroître leur autonomie (adoptée respectivement en Avril 2010 pour la BCEAO et Juin 2017 pour la BEAC).

En présence de chocs négatifs, la fixité des changes aujourd'hui peut aggraver la situation de l'économie et rendre plus évidente la dévaluation (Ba, 2015).

Enfin, et de manière générale, il semblerait que les échecs dans l'atteinte de l'objectif d'inflation à certaines périodes ne soient pas dus intrinsèquement à de mauvaises performances des Banques Centrales dans la conduite de leur politique monétaire, mais plutôt à un degré d'exposition aux chocs exogènes relativement élevé qui fait que le taux d'inflation de ces pays s'est à certaines périodes largement écarté de l'objectif visé (voir graphique 11).

3.2 Modélisation économétrique

Cette sous-section s'intéresse au modèle théorique et empirique en rapport avec la croissance économique.

3.2.1 Modèle théorique

Les évolutions de la théorie de la croissance endogène constituent le socle pour la construction de notre modèle théorique. Le modèle de Mankiw et al. (1992) qui constitue notre modèle de base, tout comme celui de Solow (1956) et Swan (1956) a une forte influence dans la littérature sur la croissance économique. Il utilise la fonction de production pour expliquer les déterminants de la croissance économique. Cette fonction est à la base de l'explication de la théorie de la croissance économique depuis plus de quatre décennies. Cette approche est basée sur le modèle néo-classique de Solow et Swan (1956) qui identifie les canaux par lesquels les variables macroéconomiques affectent la croissance économique. Le modèle néo-classique suppose qu'à tout moment, la production totale de l'économie dépend de la qualité et de la quantité du capital physique employé, de la quantité de travail employé et du niveau moyen de la qualité de la force de travail. Cependant, même si l'économie atteint le niveau d'équilibre, une croissance additionnelle du stock de capital par travailleur peut prendre place uniquement si la productivité augmente soit à travers l'augmentation du stock de capital, ou à travers l'amélioration de la qualité de la force de travail.

Un travail de Knight et al. (1993) affirme qu'en plus des facteurs présentés dans le modèle néo-classique, d'autres facteurs tels que l'amélioration de la technologie exogène qui est absorbée par le pays domestique à travers l'importation des biens capitaux, le degré d'ouverture de l'économie, le taux de change et le niveau d'investissement fixe entrepris par le gouvernement sont aussi importants. Mankiw et al. (1992) avaient déjà confirmé cette réalité un an plus tôt.

La spécification ci-dessus est particulièrement convenable pour les pays en voie de développement. La fonction de production utilisée est spécifiée dans le cadre de la comptabilité conventionnelle prenant en compte les dynamiques de court terme, aussi bien que les relations de long terme. Knight et al. (1993) fournissent un modèle de croissance à partir de la comptabilité conventionnelle de la croissance semblable à celui que nous allons présenter ici :

Considérons la fonction de production de Cobb-Douglas²³ suivante :

23. Tybout (1992) indique en effet que l'utilisation de cette forme fonctionnelle pour la fonction de production est la plus adaptée en présence d'imperfections dans les données, ce qui est souvent le cas lorsque l'on utilise des données provenant de pays en développement.

$$Y_t = F(K_t, L_t, H_t, A_t) \quad (11)$$

Où K , L et H sont respectivement le capital physique, le travail et le capital humain. A est le facteur d'efficacité globale qui inclut le niveau de technologie, la qualité de la gestion gouvernementale de l'économie, ...etc. H comprend le niveau d'éducation de la force de travail, tout comme le statut nutritionnel et sanitaire.

En différenciant l'équation (11), l'équation de comptabilité conventionnelle de croissance est :

$$\gamma'/\gamma = \eta_1(K'/K) + \eta_2(L'/L) + \eta_3(H'/H) + \eta_4(A'/A) \quad (12)$$

Où η_i est l'élasticité et $[\eta_4(A'/A)]$ la productivité résiduelle.

Le travail brut d'une part et le travail relié à la technologie d'autre part, sont supposés croître suivant les fonctions ci-dessous :

$$L_t = L_0 \exp(n_t) \quad (13)$$

$$A_t = A_0 \exp(g_t) F^{\theta_f} P^{\theta_p} \quad (14)$$

Où n est le taux exogène de croissance du facteur travail ; g le taux exogène du progrès technologique ; F le degré d'ouverture de l'économie domestique au commerce extérieur et P le taux d'investissement fixe du gouvernement dans l'économie.

Avec le taux d'épargne déterminé de manière exogène, le capital physique et humain est accumulé comme suit :

$$\frac{dk_t}{dt} = s_k Y_t - \delta K \quad (15)$$

$$\frac{dh_t}{dt} = s_h Y_t - \delta H \quad (16)$$

Où s_k est une fraction des revenus investis dans le capital physique ; s_h la fraction des revenus investis dans le capital humain et δ le taux de dépréciation.

Sans imposer des restrictions selon lesquelles l'économie est continuellement dans un état stable, la vitesse de convergence, qui est la vitesse avec laquelle la production atteint son état de stabilité est définie par le paramètre η . Plusieurs études sont arrivées à la conclusion selon laquelle les pays qui sont initialement en-dessous de leur état de stabilité de la croissance croissent plus vite.

En substituant les équations (13) à (16) dans la fonction de production (équation (12)), on

a :

$$Y_t = \alpha + \beta_1(n_{it} + g + \delta) + \beta_2S_{Kit} + \beta_3S_{hi} + \beta_4F_i + \beta_5P_i + \beta_6Y_{i,t-1} + \xi_t + \mu_i + \varepsilon_{i,t} \quad (17)$$

Où ξ_t et μ_i sont respectivement les effets spécifiques temporels et pays ; $\varepsilon_{i,t}$ le terme d'erreur et β_1, \dots, β_6 les différents paramètres à estimer.

L'équation (17) sera à la base de la confection de notre modèle empirique.

3.2.2 Modèle empirique

A partir du modèle original proposé par Mankiw et al. (1992), qui fut développé plus tard par Barro et Sala-i-Martin (1995) et utilisé récemment par Kuipou et al. (2015) et Ndikey (2017), nous construisons un modèle spécifique pour apprécier l'impact de la CPM sur la croissance économique en ASS. Les variables retenues comme déterminants de la croissance dans notre échantillon sont celles couramment utilisées dans la littérature empirique sur la croissance (Barro (1991) ; Bailliu et al. (2001) ; Aloui et Sassi (2005) ; Bamba (2012), Sall (2016)). Notre équation spécifique de croissance économique se présente comme suit :

$$PIB_{i,t} = \theta_0 + \theta_1 PIB_{i,t-1} + \theta_2 CPM_{i,t} + \theta_3 CAPHUM_{i,t} + \theta_4 OUV_{i,t} + \theta_5 MAMO_{i,t} + \theta_6 FBCF_{i,t} + \theta_7 TCHA_{i,t} + \theta_8 DEVFI_{i,t} + U_i + V_i + W_i t \quad (18)$$

Avec : $PIB_{i,t}$: le taux de croissance réelle du produit intérieur brut par habitant dans le pays i au cours de l'année t ; $PIB_{i,t-1}$: le taux de croissance du PIB réel décalé par habitant dans le pays i au cours de l'année t ; $CPM_{i,t}$: le niveau de crédibilité de la politique monétaire dans le pays i au cours de l'année t ; $CAPHUM_{i,t}$: le capital humain en pourcentage du PIB dans le pays i au cours de l'année t ; $OUV_{i,t}$: l'ouverture commerciale (somme des exportations et des importations rapporté au PIB) dans le pays i au cours de l'année t ; $MAMO_{i,t}$: la monnaie et quasi monnaie (M2) en pourcentage du PIB dans le pays i au cours de l'année t ; $FBCF_{i,t}$: la formation brute en capital fixe en pourcentage du PIB dans le pays i au cours de l'année t ; $TCHA_{i,t}$: le taux de change réel dans le pays i au cours de l'année t ; $DEVFI_{i,t}$: le développement du secteur financier en pourcentage du PIB dans le pays i au cours de l'année t ; U_i : l'effet individu ; V_i : l'effet temps ; W_{it} : l'effet croisé²⁴ ; i : nombre de pays allant de 1 à 22 ; t : la période allant de 1980 à 2017 ; θ_0 : la constante ; θ_1 à θ_8 : les coefficients de régression relatifs au niveau de croissance économique. Notre équation comporte les variables numérotées de 1 à 8.

L'impact de la crédibilité de la politique monétaire sera évalué sur le bloc réel à partir de la construction d'un indice simple de CPM qui sera inclus parmi les autres variables explicatives

24. Ces paramètres sont supposés fixes et différents d'un individu à l'autre (Dumitrescu et Hurlin, 2012). Dans la plupart des cas, les tests d'homogénéité sur panel aboutissent aux conclusions que le panel est hétérogène. A ce titre, si les paramètres se trouvent abusivement imposés comme homogène, la pertinence des résultats devient sujette à caution (Hurlin, 2004).

jugées robustes dans un modèle de croissance endogène²⁵. Ces variables ont été normalisées par le PIB. En effet d'après Jeng et Wells (2000), cet ajustement paraît nécessaire pour deux raisons : tout d'abord pour tenir compte de la divergence du niveau de croissance économique d'un pays à l'autre et aussi afin d'atténuer le risque d'hétéroscédasticité. Dans le but de ressortir la cohérence du modèle, nous allons maintenant définir les relations entre ces différentes variables.

3.2.3 Présentation et justification des variables

Dans ce qui suit, nous passons en revue les différentes variables utilisées dans le cadre de cette étude.

a) Variable expliquée ou endogène

Dans notre modèle la variable expliquée est le taux de croissance produit intérieur brut réel par habitant ($PIBi,t$) qui est l'indicateur de la croissance économique. Il représente la variation relative du PIB réel par tête d'une année à l'autre. Il ne faut cependant pas confondre croissance économique et développement économique. La croissance est l'augmentation de la production d'un pays sur une longue période. Le second se différencie du premier par son aspect plus qualitatif. Ainsi, François Perroux définit le développement comme étant la combinaison des changements mentaux et sociaux d'une population qui la rendent apte à faire croître cumulativement et durablement son produit réel global. Perroux ajoute que le développement : « C'est nourrir les hommes, soigner les hommes, déplacer les hommes ? ». Le développement se mesure en général par l'Indice de Développement Humain (IDH) qui comprend l'espérance de vie à la naissance, le taux d'alphabétisation et le PIB par tête. Donc l'IDH prend en compte le PIB, mesure de la croissance économique. De manière synthétique, la croissance permet de dégager les ressources pour financer le développement. Celui-ci s'accompagne d'une amélioration du niveau de vie favorable à la croissance économique. Comme nous, plusieurs auteurs à l'instar de Guissé (2016) et Aguir (2016) ont récemment utilisé cet indicateur dans le cadre de leurs travaux.

b) Variable d'intérêt ou institutionnelle

La crédibilité de la politique monétaire ($CPM_{i,t}$) : L'indice simple de crédibilité de la politique monétaire ($CPM_{i,t}$) formulé et calculé dans la section 2 représente notre variable d'intérêt. Cette variable qualifie et prend en compte les effets de la politique monétaire sur la croissance du PIB. En effet, suivant la théorie de Kydland et Prescott (1977), le facteur CPM aurait un impact positif sur le réel.

c) Variables explicatives ou exogènes ou de contrôles

Les variables explicatives utilisées dans notre modèle sont les suivantes :

25. Une alternative pour éviter la construction d'un indicateur serait d'associer les périodes de volatilité d'inflation et de maîtrise de l'inflation à un bas taux, respectivement aux périodes de faible et de forte crédibilité de la politique monétaire.

Le taux de croissance du PIB réel décalé par habitant ($PIB_{i,t-1}$) : Il s'agit de la valeur retardée du taux de croissance économique qui sert de proxy au revenu initial par habitant : on introduit la variable endogène retardée d'une période parmi les variables explicatives notamment le taux du PIB par tête à $t-1$, de manière à tester l'effet de comportements dynamiques. Suivant Hansen et Tarp (2000), le revenu initial par tête est une variable déterminante dans les relations de croissance. Il permet de prendre en compte les dotations initiales dans le but de capter l'effet de convergence conditionnelle entre les économies. Le modèle néoclassique prévoit un coefficient négatif du PIB initial sur la croissance. De même, Lensink et Morrissey (2001) ont trouvé un coefficient négatif et significatif entre le revenu initial par tête et la croissance ; ce qui confirme l'hypothèse de convergence au sein des groupes des pays retenus. Pour cela, on prévoit un signe négatif entre les deux variables.

Le capital humain ($CAPHUM_{i,t}$) : C'est le niveau total de scolarisation dans le primaire. Dans l'analyse actuelle de la croissance économique, le facteur humain joue un rôle prépondérant et la théorie de la croissance endogène tend à mesurer désormais tous les indices qui rendent compte du niveau de développement du facteur humain dans chaque société. Ici, la disponibilité des données nous emmène à nous limiter aux dépenses publiques totales en éducation (en pourcentage du PIB). Au même titre que les infrastructures économiques, un capital humain de qualité participe en effet à l'amélioration de l'environnement des affaires et constitue l'un des facteurs déterminants de la croissance d'une zone d'intégration économique. Actuellement, les pays de l'UEMOA comme ceux de la CEMAC connaissent une pénurie de compétences spécialisées et une amélioration des résultats éducatifs devrait pouvoir se traduire par une croissance tendancielle plus soutenue. En plus des objectifs économiques liés à une meilleure intégration des systèmes éducatifs de la zone Franc, celle-ci est également essentielle pour la promotion du dialogue interculturel et la compréhension entre les peuples de la sous-région (FERDI, 2012). Barro et Lee (1993) ont trouvé que cette variable est significativement corrélée à la croissance. On espère donc un rapport positif entre le capital humain et la croissance.

Le taux d'ouverture commerciale ($OUV_{i,t}$) : Cet indicateur est mesuré par le ratio au PIB de la somme des exportations et des importations. Les résultats de Barro (1997) donnent un coefficient positif et significatif des termes de l'échange (mesurés par la somme des importations et des exportations rapportées au PIB) sur la croissance économique. L'auteur rajoute que bien que la variable de l'ouverture au commerce soit statistiquement significative, elle ne s'avère pas être l'élément clé de la faible performance économique dans plusieurs pays pauvres, en particulier ceux de l'Afrique Subsaharienne. Par contre, Sachs et Warner (1995) démontrent que c'est seulement dans les économies ouvertes qu'on peut observer une convergence inconditionnelle. Ils montrent que dans les années 1970-1980, le taux de croissance des pays avec des politiques d'ouverture avait cru à un rythme de 4,5% par année et qu'en revanche, les pays relativement fermés n'avaient qu'un taux de croissance de 0,7%. On espère avoir un signe positif entre cette variable et la croissance.

La masse monétaire ($MAMO_{i,t}$) : Elle représente la masse monétaire rapportée au PIB et prend en compte le niveau de liquidité des économies. C'est la variable qui prend en compte les effets de la politique monétaire à travers l'offre de monnaie sur la croissance économique. Selon King et Levine (1993), la variable masse monétaire rapportée au PIB a une influence positive sur la croissance. Cette variable est utilisée généralement comme indicateur de la liquidité du système financier d'un pays.

La formation brut en capital fixe ($FBCF_{i,t}$) : C'est le ratio (FBCF + variations de stocks) / PIB. L'investissement est une variable clé de la croissance et devrait avoir un fort effet positif sur cette dernière (Nguena (2013), Mba et al. (2014)). Après la dévaluation, une reprise

substantielle de l'investissement a été observée dans la zone CFA, mais avec un taux inférieur à celui qui était prévu (17,4% au lieu de 18,7% prévu). Le taux d'investissement de la majorité des pays était inférieur à 20% du PIB avant la dévaluation. Sur le long terme, l'augmentation du taux d'investissement est devenue plus vigoureuse dans la CEMAC, permettant ainsi à cette région de figurer parmi les plus dynamiques au sein des économies à faible revenu. En 1994, le taux d'investissement dans cette zone dépassait légèrement la barre des 30% du PIB et en 2003 celle des 20%. Toutefois, ces investissements sont effectués essentiellement dans le secteur du pétrole. A l'inverse, l'UEMOA a connu une progression limitée de son taux d'investissement. Elle a à peine atteint le niveau des autres pays de l'Afrique Subsaharienne (18%) avant de baisser sous les effets de la crise ivoirienne. En 2003, l'UEMOA se présente comme la région qui investit le moins parmi les pays à faible revenu avec un taux inférieur à 18%. En 2008, sauf la Centrafrique, tous les pays avec un taux d'investissement inférieurs à 20% sont membres de l'UEMOA.

Le taux de change réel ($TCHA_{i,t}$) : Le taux de change entre deux pays est le prix auquel se font les échanges entre eux. Seulement, tous les pays n'utilisent pas la même monnaie. Ainsi, se pose-t-il un problème de change, c'est-à-dire de transformation de la monnaie d'un pays en monnaies d'autres pays. Les économistes distinguent deux taux de change : le taux de change nominal et le taux de change réel qu'on appelle quelquefois termes de l'échange. Les travaux menés par Dufort et Murray (2004) ont démontré que l'impact d'une variation de la valeur de la devise Canadienne sur le PIB varie grandement selon le modèle employé et ce, à cause des nombreux problèmes de spécification et d'estimation inhérents aux modèles économétriques servant à quantifier les impacts d'une variation de la valeur de la devise Canadienne. Par contre, Ojo et Oshikoya (1995) trouvent un lien positif entre le taux de change réel et la croissance du PIB. L'impact du régime de change sur la croissance n'a pas été clairement tranché par la théorie économique. Certains auteurs défendent une influence positive du régime de change fixe sur la croissance (Bodea, 2010) alors que d'autres retiennent une influence négative (Schnabl, 2009), d'où l'incertitude sur le signe de cette variable.

Le développement financier ($DEVFI_{i,t}$) : Le niveau de développement financier est mesuré par les crédits faits au secteur privé en pourcentage du PIB réel. En effet, le développement financier joue un rôle important dans le processus de croissance (King et Levine, 1993). Des auteurs ont identifié beaucoup de raisons pour lesquelles la profondeur du niveau de développement financier peut promouvoir la croissance économique. Selon Lee et Wong (2005), un système financier développé préserve l'efficacité des systèmes de paiements, conduit à une meilleure allocation des ressources, à une meilleure gestion et à une moindre asymétrie d'information. En outre, une utilisation plus intense des intermédiaires financiers et l'accroissement de l'intermédiation encourage l'épargne et l'investissement, et améliore la répartition de l'épargne aux projets d'investissement (Rousseau et Wachtel, 2002). Pour Rousseau et Wachtel (2002), ceci encourage à son tour un niveau plus élevé de formation de capital et une plus grande efficacité dans l'allocation du capital. La littérature empirique tend à corroborer l'impact favorable du développement financier sur la croissance économique (Hnatkovska et Loayza, 2003).

Tableau 1 : Récapitulatif des signes attendus des coefficients des différentes variables.

Variables explicatives et abréviations	Variable expliquée
	<p style="text-align: center;">PIB_{i,t} Aguir (2016) ; Guissé (2016)</p>
	Signes attendus et justifications
CPM_{i,t}	<p style="text-align: center;">+ positif Kydland et Prescott (1977)</p>
PIB_{i,t-1}	<p style="text-align: center;">- négatif Lensink et Morrissey (2001)</p>
CAPHUM_{i,t}	<p style="text-align: center;">+ positif Barro et Lee (1993)</p>
OUV_{i,t}	<p style="text-align: center;">+ positif Barro (1997)</p>
MAMO_{i,t}	<p style="text-align: center;">+ positif King et Levine (1993)</p>
FBCF_{i,t}	<p style="text-align: center;">+ positif Nguena (2013) ; Mba et al. (2014)</p>
TCHA_{i,t}	<p style="text-align: center;">+/- incertain Ojo et Oshikoya (1995) ; Dufort et Murray (2004) ; Schnabl, (2009 ; Bodea, (2010)</p>
DEVFI_{i,t}	<p style="text-align: center;">+ positif Rousseau et Wachtel, (2002) ; Hnatkovska et Loayza (2003) ; Lee et Wong (2005)</p>

Source : Construction des auteurs

3.3 Présentation de l'échantillon et source des données

Les données recueillies pour cette étude sont d'origines secondaires. Elles proviennent de diverses sources telles que : les bases statistiques de la Banque Mondiale dans le « *World Development Indicators* (2018) », de la Conférence des Nations Unies sur le Commerce et le Développement (CNUCED, 2018) et de *Freedom House Database* (2018). Les données institutionnelles telles que la crédibilité de la politique monétaire des pays de notre échantillon ont été calculé par nos propres soins à partir de la formulation d'Argov et al. (2007). Cette étude emploie l'économétrie des données de panel dynamique sur un échantillon constitué des 22 pays d'Afrique Subsaharienne répartis en trois (03) blocs à savoir : un bloc constitué des 14 pays de la zone Franc CFA (Cameroun, Gabon, Congo, Tchad, Guinée-Equatoriale, République Centrafricaine, Sénégal, Côte d'Ivoire, Mali, Burkina-Faso, Guinée-Bissau, Togo, Niger et Benin) ; d'un second bloc constitué de 08 pays hors zone Franc CFA (Nigéria, Afrique du Sud, Angola, Ghana, Kenya, Tanzanie, Ethiopie et République Démocratique du Congo (RDC) ; et un troisième bloc formé de l'ensemble des deux blocs précédents. Leurs spécificités peuvent être communes ou différentes.

La périodicité est annuelle et l'étude part de 1980 à 2017.

3.4 Méthode d'estimation des paramètres

Suivant Béah (2015) et Guissé (2016), nous estimons notre équation de croissance économique en faisant recours à l'estimateur GMM²⁶ développé par Arellano et Bond (1991), Arellano et Bover (1995) et Blundell et Bond (1998). Deux (02) raisons principales nous ont amené à retenir cette stratégie d'estimation, désormais devenue très populaire dans la littérature empirique. La première est liée à la structure dynamique de l'équation. La présence de la variable dépendante retardée conduit en effet à remettre en cause l'inférence statistique basée sur l'estimation d'une régression par les MCO. Le terme autorégressif étant corrélé avec les effets spécifiques individuels ε_i , a pour conséquence l'autocorrélation des résidus ε_{it} (Nickel, 1981). De plus, une source d'endogénéité peut provenir du fait que la variable dépendante de l'équation (18) influence les variables explicatives du modèle. Ce biais d'endogénéité semble particulièrement se poser dans le cas de notre étude car, il semblerait que les performances économiques aient pu conditionner la CPM. Ce problème de double causalité n'est pas à exclure pour certaines de nos variables de contrôle, en particulier le taux de change et développement financier.

L'estimateur GMM permet de corriger ces deux biais d'endogénéité et présente en outre l'avantage, contrairement à l'estimateur par variables instrumentales proposé par Anderson et Hsiao (1982), de générer des instruments en interne. Les variables supposées endogènes sont alors instrumentées par leurs valeurs retardées. Il convient toutefois de préciser que cette méthode permet de corriger l'endogénéité au sens faible, mais non l'endogénéité au sens fort. En ce sens qu'elle suppose que les variables explicatives peuvent être affectées par les réalisations passées et présentes de la variable dépendante, mais non par les réalisations futures de cette dernière. Deux versions de l'estimateur GMM ont été ainsi proposées. Le premier de ces estimateurs est l'estimateur en différences premières développé par Arellano et Bond (1991)²⁷. Cet estimateur consiste à instrumenter les variables dans l'équation en différence première par leurs valeurs en niveau retardées d'au moins une période.

Sous les hypothèses suivantes : ε_{it} ne sont pas autocorrélés et les variables explicatives X_{it} et VF_{it} sont faiblement exogènes (c'est-à-dire sont censées être non corrélées avec les réalisations futurs des termes d'erreurs ε_{it}). Arellano et Bond (1991) proposent les conditions suivantes sur les moments :

$$E [y_{i,t-s}(\varepsilon_{i,t} - \varepsilon_{i,t-1})] = 0 \text{ pour } s \geq 2; t, \dots, T \quad (19)$$

$$E [X_{i,t-s}(\varepsilon_{i,t} - \varepsilon_{i,t-1})] = 0 \text{ pour } s \geq 2; t, \dots, T \quad (20)$$

26. L'estimation d'un modèle dynamique en panel remonte aux travaux pionniers de Balestra et Nerlove (1966). La littérature sur le sujet s'est considérablement enrichie à partir des années 1990 suites aux travaux de Holtz-Eakin, Newey et Rosen (1988) et Arellano et Bond (1991). Ces derniers ont introduit l'utilisation de la Méthode d'estimation des Moments Généralisés (GMM) pour les panels dynamiques.

27. La procédure d'Arellano et Bond (1991) consiste à réécrire l'équation initiale en différence première, ce qui élimine les effets fixes individuels, puis à utiliser comme instruments pour les séries différenciées leurs propres niveaux retardés. Cette méthode améliore l'estimation par variables instrumentales d'Anderson et Hsiao (1982) en faisant référence à un ensemble de conditions d'orthogonalité définissant des estimateurs GMM optimaux. Elle résout, par ailleurs, le choix délicat concernant la liste des instruments.

Bien que permettant d'annuler par construction la corrélation entre les variables explicatives et le résidu courant, cet estimateur souffre de trois (03) principales limites. La première est que la convergence de cet estimateur est vérifiée lorsque le nombre d'observations tend vers l'infini et que la période est fixée. De plus, comme le montrent Blundell et Bond (2000), les propriétés de cet estimateur sont faibles lorsque les variables explicatives sont fortement persistantes. Dans ce cas, les variables retardées en niveau sont des faibles instruments de l'équation en différences premières. Or, dans le cadre de notre étude, la persistance de la variable crédibilité de la politique monétaire est forte sur l'ensemble de la période. Enfin, la différenciation de l'équation en niveau élimine les effets spécifiques individuels et ne permet pas par conséquent de prendre en compte l'hétérogénéité inobservée des pays.

Pour contrecarrer ces limites de l'estimateur GMM en différences premières, Arellano et Bover (1995) et Blundell et Bond (1998) ont proposé l'estimateur *System-GMM*, qui consiste à combiner pour chaque période l'équation en différences premières avec celle en niveau, dans laquelle les variables sont instrumentées par leurs différences premières. Blundell et Bond (1998) utilisent un système d'équations avec la méthode des moments généralisés (*System-GMM*) : une équation en différence dont les instruments sont les variables explicatives en niveau retardées à partir de deux périodes, et une équation en niveau dont les instruments sont les variables explicatives en différence retardées. Les instruments utilisés dans ce système sont appropriés sous l'hypothèse suivante : bien qu'il y ait une corrélation entre les variables en niveau et les effets spécifiques aux pays dans la seconde équation, il n'existe pas de corrélation entre ces variables différenciées et les dits effets spécifiques. Ces auteurs proposent donc des conditions supplémentaires sur les moments de la seconde partie du système (l'équation en niveau) :

$$E [(y_{i,t-s} - y_{i,t-s-1})(\alpha_i + \varepsilon_{i,t})] = 0 \text{ pour } s = 1; t, \dots, T \quad (21)$$

$$E [(X_{i,t-s} - X_{i,t-s-1})(\alpha_i + \varepsilon_{i,t})] = 0 \text{ pour } s = 1; t, \dots, T \quad (22)$$

Le système d'équations ainsi obtenu est estimé simultanément, à l'aide de la méthode des moments généralisés. Blundell et Bond (1998) montrent à l'aide de simulations de Monte Carlo²⁸ que l'estimateur GMM en système est plus performant que celui des GMM en différence, qui n'exploite que les conditions de moments de l'équation en différences premières. Pour l'ensemble de ces raisons, nous avons fait le choix de retenir l'estimateur *System-GMM* pour estimer l'équation (18). Plus précisément, nous estimons cette équation à l'aide de l'estimateur des GMM en deux étapes avec correction de Windmeijer (2005)²⁹.

La détermination de l'estimateur GMM dépend également de la validité de l'hypothèse selon laquelle les termes d'erreur ne sont pas autocorrélés et les variables instrumentales utilisées sont valides. Pour s'assurer du respect de ces hypothèses, Blundell et Bond (1998) proposent deux

28. Le terme « Monte Carlo » est employé dans de nombreuses disciplines et fait référence aux procédures où les quantités d'intérêt sont approximées en générant de nombreuses réalisations aléatoires d'un processus stochastiques quelconque et en calculant une moyenne quelconque de leurs valeurs. Le nom de ces méthodes, qui fait allusion aux jeux de hasard pratiqués à Monte-Carlo, a été inventé en 1947 par Nicholas Metropolis, et publié pour la première fois dans un article coécrit avec Stanislaw Ulam (Metropolis et Ulam, 1949).

29. Windmeijer (2005) a en effet montré que les écart-types des paramètres obtenus à partir d'une estimation GMM en deux étapes sur panels dynamiques sont biaisés dans le cas d'échantillons finis. Par ailleurs, l'estimation GMM en deux étapes avec correction de Windmeijer est plus efficiente que la méthode en une étape dans le cas spécifique des estimations en *System-GMM*.

tests essentiels à savoir : les tests de Sargan/Hansen qui permettent d'analyser la suridentification du modèle et la validité des instruments utilisés pour l'estimation, et le test usuel d'absence d'autocorrélation des termes d'erreur $\varepsilon_{i,t}$.

En effet, les tests de validité des instruments de Sargan³⁰/Hansen sont connus pour leur faible puissance lorsque le nombre d'instruments employés est très élevé. Roodman (2009) suggère alors de conserver un nombre d'instruments inférieur au nombre de pays/individus, bien que cette indication pratique n'a aucun fondement théorique. Toutefois, les estimateurs d'Arellano et Bond (1991) et Blundell et Bond (1998) souffrent de la perte d'information associée à l'écriture du modèle en différences premières ; perte d'information qui se traduit souvent par des estimations peu précises et parfois erratiques. L'obtention de bonnes estimations des coefficients d'un modèle autorégressif à effets fixes n'est donc pas chose aisée en pratique du fait de la nécessité d'éliminer les paramètres incidents que constituent ces effets fixes et de la perte d'information qui s'en suit.

Avant toute estimation avec la méthode des GMM en système³¹, il est conseillé de s'assurer de la spécification du modèle. Il s'agit de prendre une décision sur la spécification du modèle en termes d'effets individuels. Est-ce que le modèle est avec des effets individuels fixes ou aléatoires ? Pour donner une réponse à cette question, nous appliquerons un test de Hausman. Ce test permet de trancher entre les deux types d'effets. Pour décider du choix entre les spécifications du modèle en données de panel (effets fixes³² ou effets aléatoires³³), Hausman (1978) propose un test permettant de bien le spécifier (c'est-à-dire permet de choisir un estimateur non biaisé à variance minimale parmi les estimateurs possibles). L'idée de ce test est que, sous l'hypothèse nulle d'indépendance entre les erreurs et les variables explicatives, les deux estimateurs (effets fixes (β_f) et effets aléatoires (β_α)) sont non biaisés, donc les coefficients estimés devraient peu différer. Le test d'Hausman³⁴ compare la matrice de variance-covariance des deux estimateurs :

$$W = (\beta_f - \beta_\alpha)' \left[\text{Var}(\beta_f - \beta_\alpha)^{-1} \right] (\beta_f - \beta_\alpha) \quad (23)$$

Le résultat suit une loi χ^2 , avec $k - 1$ degré de liberté. Lorsque la p-value est supérieure au seuil de confiance $\alpha\%$, on accepte l'hypothèse nulle, et la meilleure spécification est celle des effets aléatoires. Sinon, c'est le modèle avec effets fixes qui est considéré dans ce cas.

30. Les tests de Sargan/Hansen permettent d'analyser la suridentification du modèle et la validité des instruments utilisés pour l'estimation. On utilise ces tests lorsqu'on applique l'estimateur des variables instrumentales, plus précisément lorsque le nombre d'instruments (p) est supérieur au nombre de variables explicatives (k) intégrées dans le modèle.

31. L'estimation par la méthode des GMM s'effectue en utilisant la commande `xtabond2` sur le logiciel Stata 15. C'est la commande développée par Roodman (2006). Elle donne des estimations plus efficaces que la commande `xtabond`.

32. L'estimation d'un modèle à effets fixes sous Stata 15 se fait avec la syntaxe suivante : `xtreg variable dépendante variables explicatives, fe`.

33. Pour estimer un modèle à effets aléatoires sous Stata 15, il suffit de remplacer l'option `fe` dans la commande `xtreg` par l'option `re`. La syntaxe générale est donc la suivante : `xtreg variable dépendante variables explicatives, re`.

34. La démarche du test de Hausman sous Stata 15 est comme suit : `xtreg . . . , fe`. est store fixed. `xtreg . . . , re`. `hausman fixed`. La première ligne de commande estime le modèle à effets fixes. La seconde ligne conserve les résultats du modèle à effets fixes sous le nom `fixed`. La troisième ligne estime le modèle à effets aléatoire et la quatrième ligne exécute le test de Hausman proprement dit.

4 Interprétation des résultats et implication de politique économique

Il est question dans cette section de présenter les différents résultats obtenus de l'analyse économétrique (4.1), de donner leur interprétation économique (4.2) et enfin de vérifier leur robustesse (4.3).

La statistique descriptive, les tests de normalité de Skewness/Kurtosis et le test de corrélation des variables se trouvant en annexe 2, 3 et 4, les résultats de nos tests de stationnarité³⁵ Im-Pesaran et Shin (IPS) et Lin Levine et Chu (LLC) pour nos trois (03) blocs sont présentés dans les tableaux 2, 3 et 4 ci-dessous.

Tableau 2 : Tests de stationnarité des variables pour l'ensemble de l'échantillon (22 pays).

VARIABLES	TEST DE IPS				TEST DE LLC				Ordre d'intégration / Décision
	En niveau		En différence 1 ^{er}		En niveau		En différence 1 ^{er}		
	T-bar	P-Value	T-bar	P-value	LLcal	P-value	LLcal	P-value	
PIB _{i,t}	-12.9219	0.0000	-	-	-8.5223	0.0000	-	-	I(0)*** / I(0)***
MAMO _{i,t}	1.4114	0.9209	-1.8065	0.0354	-	-	-	-	I(1)**
OUV _{i,t}	-3.8067	0.0001	-	-	-	-	-	-	I(0)***
CAPHUM _{i,t}	1.8103	-	-	-	-	-	-	-	/
FBCF _{i,t}	-4.6247	0.0000	-	-	-	-	-	-	I(0)***
TCHA _{i,t}	0.2494	0.5985	-2.3191	0.0102	-	-	-	-	I(1)**
DEVFI _{i,t}	1.0568	0.8547	0.8198	0.7938	-	-	-	-	N.S.
CPM _{i,t}	-10.1004	0.0000	-	-	-7.3063	0.0000	-	-	I(0)*** / I(0)***
QIPR _{i,t}	-2.6653	0.0038	-	-	-1.9947	0.0230	-	-	I(0)*** / I(0)**

Source : Construction des auteurs

Tableau 3 : Tests de stationnarité des variables pour l'ensemble de la zone Franc CFA (14 pays).

VARIABLES	TEST DE IPS				TEST DE LLC				Ordre d'intégration / Décision
	En niveau		En différence 1 ^{er}		En niveau		En différence 1 ^{er}		
	T-bar	P-Value	T-bar	P-value	LLcal	P-value	LLcal	P-value	
PIB _{i,t}	-12.2352	0.0000	-	-	-7.4499	0.0000	-	-	I(0)*** / I(0)***
MAMO _{i,t}	2.8422	0.9978	0.1655	0.5657	-	-	-	-	N.S.
OUV _{i,t}	-2.4499	0.0071	-	-	-	-	-	-	I(0)***
CAPHUM _{i,t}	1.0997	-	-	-	-	-	-	-	/
FBCF _{i,t}	-2.7436	0.0030	-	-	-	-	-	-	I(0)***
TCHA _{i,t}	0.1830	0.5726	-1.5028	0.0664	-	-	-	-	I(1)*
DEVFI _{i,t}	0.6355	0.7374	1.8632	0.9688	-	-	-	-	N.S.
CPM _{i,t}	-8.8027	0.0000	-	-	-7.7490	0.0000	-	-	I(0)*** / I(0)***
QIPR _{i,t}	-2.7824	0.0027	-	-	-1.5833	0.0567	-	-	I(0)*** / I(0)*

Source : Construction des auteurs

35. La stationnarité avec constance et trend inclut les effets de toutes les variables y compris le temps sur l'évolution de la série considérée.

Tableau 4 : Récapitulatif des signes attendus des coefficients des différentes variables.

VARIABLES	TEST DE IPS				TEST DE LLC				Ordre d'intégration / Décision
	En niveau		En différence 1 ^{ier}		En niveau		En différence 1 ^{ier}		
	T-bar	P-Value	T-bar	P-value	LLcal	P-value	LLcal	P-value	
PIB_{i,t}	-5.2428	0.0000	-	-	-4.7425	0.0000	-	-	I(0)***
MAMO_{i,t}	-1.4171	0.0782	-	-	-1.8478	0.0323	-	-	I(0)* / I(0)**
OUV_{i,t}	-3.0717	0.0011	-	-	-2.2031	0.0138	-	-	I(0)*** / I(0)**
CAPHUM_{i,t}	1.5472	-	-	-	-	-	-	-	/
FBCF_{i,t}	-4.0394	0.0000	-	-	-3.9044	0.0000			I(0)*** / I(0)***
TCHA_{i,t}	0.1715	0.5681	-1.8570	0.0317	-	-	-	-	I(1)**
DEVFI_{i,t}	0.9136	0.8195	-1.1156	0.1323	-	-	-	-	N.S.
CPM_{i,t}	-5.1047	0.0000	-	-	-3.3548	0.0004	-	-	I(0)*** / I(0)***
QIPR_{i,t}	-0.7391	0.2299	-2.4053	0.0081	-1.2415	0.1072	-2.6067	0.0046	I(1)*** / I(1)***

Source : Construction des auteurs

Avec : I(0) : Série stationnaire en niveau ou intégrée d'ordre 0 ; I(1) : Série stationnaire en différence première ou au niveau du trend ou encore intégré d'ordre 1 ; $\alpha = 1\%$ *** ; $\alpha = 5\%$ ** et $\alpha = 10\%$ * le degré de significativité.

Présentons d'abord les résultats dans nos (03) groupes avant de les interpréter.

La spécification nous permettant de choisir entre un modèle à effets fixes et un modèle à effets aléatoires à partir du test de Hausman nous donne les valeurs suivantes : effets aléatoires pour l'ensemble de l'échantillon (22 pays) (0.1377) et effets fixes pour la zone Franc CFA (0.0252) et le groupe des 08 pays hors zone Franc CFA (0.0000). Maintenant, il est question de passer aux estimations à l'aide de la Méthode des Moments Généralisés (GMM) de Blundell et Bond (1998) et de donner une interprétation aux tests d'autocorrélation d'Arellano et Bond (1991), aux tests de suridentification des instruments de Sargan/Hansen et aux statistiques de Wald relative à la validité globale du modèle dans chaque groupe.

Concernant le test d'autocorrélation, il se fait en deux (02) étapes. La première étape a trait au test d'autocorrélation d'ordre 1 AR (1) et repose sur les hypothèses suivantes : H0 : absence d'autocorrélation d'ordre 1 des résidus et H1 : présence d'autocorrélation d'ordre 1 des résidus. La meilleure décision serait d'accepter l'hypothèse alternative et de rejeter l'hypothèse nulle. Pour ce faire, il faut que la p-value soit inférieure au seuil (α) considéré (p-value < α %). La probabilité associée à AR (1) est de 0.054 pour l'ensemble de l'échantillon (22 pays), 0.097 pour la zone Franc CFA et 0.050 pour le bloc des 08 pays hors zone Franc CFA. Ces probabilités sont toutes inférieures aux seuils de 10%. On conclut donc qu'à ces seuils de significativité, il existe une autocorrélation sérielle d'ordre 1 des résidus dans nos trois (03) blocs. On passe dans ce cas au test d'autocorrélation d'ordre 2 des résidus qui est la seconde étape du test d'Arellano et Bond (1991). Pour cette phase, les hypothèses suivantes sont formulées : H0 : absence d'autocorrélation d'ordre 2 des résidus et H1 : présence d'autocorrélation d'ordre 2 des résidus. Il faut pouvoir accepter l'hypothèse nulle et rejeter l'hypothèse alternative. Il est donc nécessaire que la p-value soit supérieure au seuil considéré (p-value > α %). D'après les résultats obtenus, la probabilité adjointe à AR (2) est de 0.209 pour l'ensemble de l'échantillon (22 pays), 0.305 pour la zone Franc CFA, et 0.154 pour le bloc des 08 pays hors zone Franc CFA. Ces probabilités sont largement supérieures aux niveaux de signification différents (1%, 5% et 10%). Alors, nous rejetons l'hypothèse alternative d'autocorrélation de second ordre des résidus.

S'agissant des tests de suridentification de Sargan/Hansen, on a les hypothèses suivantes : H_0 : les instruments sont valides et H_1 : les instruments ne sont pas valides. Si la probabilité du test est supérieure aux différents seuils critiques (1%, 5% et 10%), alors on accepte l'hypothèse nulle de la validité des variables retardées comme instruments. Les résultats des tests de Sargan/Hansen donnent une p-value de 0.042/1.000 pour l'ensemble de l'échantillon (22 pays), 0.371/1.000 pour la zone Franc CFA et 0.123/1.000 pour le bloc des 08 pays hors zone Franc CFA. Ces probabilités sont au-dessus³⁶ de 1%, 5% et 10%. On conclut donc que les variables retardées sont valides en tant qu'instruments, en d'autres termes, les instruments du modèle sont bien choisis, il n'y a ni suridentification, ni sous identification des instruments du modèle.

La statistique de Wald en ce qui la concerne permet de vérifier si le modèle final est bien spécifié et si les estimations ne sont pas fallacieuses. Pour cela, la probabilité correspondante à la valeur du chi-deux dudit test doit être inférieure au seuil de signification considéré. Il est donc préférable que l'hypothèse nulle (qui signifierait que tous les coefficients du modèle sont nuls) soit rejetée. Les résultats de la statistique de Wald obtenue sont de 0.000 pour l'ensemble de l'échantillon (22 pays), 0.000 pour la zone Franc CFA, et 0.000 pour le groupe des 08 pays hors zone Franc CFA. Ces probabilités sont inférieures aux degrés de signification de 1% et 5% donc, le modèle estimé est globalement significatif.

Le tableau 5 ci-dessous présente le récapitulatif des tests et résultats de l'impact de la Crédibilité de la Politique Monétaire sur la croissance économique pour l'ensemble de l'échantillon (22 pays), la zone Franc CFA et le groupe des 08 pays hors zone Franc CFA.

36. La probabilité associée au test de Sargan pour le groupe des 22 pays (échantillon total) indique que l'hypothèse nulle de validité des instruments ne peut être rejetée au seuil de 1% (0.042).

Tableau 5 : Récapitulatifs des tests et résultats de l'impact de la Crédibilité de la Politique Monétaire sur la croissance économique pour nos 03 blocs.

Variables explicatives ou exogènes	Estimation par la GMM en système : Blundell et Bond (1998) (Deux étapes)		
	PIB _{i,t} (variable expliquée ou endogène)		
	Echantillons		
	Echantillon total	Zone Franc CFA	08 Pays hors Zone FCFA
PIB _{i,t(-1)}	0.1001251** (0.0500762) [0.046]	0.0464111* (0.026559) [0.081]	0.3857359*** (0.085589) [0.000]
CPM _{i,t}	1.251827 (1.593965) [0.432]	-0.994887 (1.611653) [0.537]	1.711995 (1.619768) [0.291]
CAPHUM _{i,t}	-0.1287111 (0.2130748) [0.546]	-0.5056051* (0.2899127) [0.081]	0.2047272* (0.1212471) [0.091]
OUV _{i,t}	0.0802205*** (0.021663) [0.000]	0.0913604*** (0.0282108) [0.001]	0.0420234*** (0.0136259) [0.002]
MAMO _{i,t}	-0.0549998 (0.0467641) [0.240]	-0.0092631 (0.057705) [0.872]	-0.0921693** (0.0408368) [0.024]
FBCF _{i,t}	0.1053506*** (0.0343296) [0.002]	0.0998862** (0.0467659) [0.033]	-0.0259477 (0.039426) [0.510]
TCHA _{i,t}	0.0009285 (0.0033514) [0.782]	0.0117618 (0.0072373) [0.104]	0.0009042 (0.0018314) [0.622]
DEVFI _{i,t}	-0.0629569 (0.0485409) [0.195]	-0.1978828*** (0.0718139) [0.006]	0.0053952 (0.0296101) [0.855]
Nombre d'instruments	544	402	236
Stat. de Wald	0.000	0.000	0.000
Test de Sargan/Hansen	0.042/1.000	0.371/1.000	0.123/1.000
Test AR (1)	0.054	0.097	0.050
Test AR (2)	0.209	0.305	0.154
Test Hausman (p-values)	EA (0.1377)	EF (0.0252)	EF (0.0000)
Nombre d'observations	765	491	257
Nombre de pays	22	14	08

Source : Construction des auteurs

Avec : *, **, *** les significativités respectivement à 10%, 5% et 1%. Les valeurs (...) représentent les écarts-types (corrigés par la méthode de Windmeijer dans le cas du System-GMM). Dans les crochets [...] nous avons les valeurs des probabilités (P-values). EF : effets fixes avec la p-value et EA : effets aléatoires avec la p-value. La variable dépendante est le taux de croissance du PIB réel par tête. Le test de Sargan/Hansen est la statistique du test de validité des instruments avec la p-value. La statistique de Wald vérifie si le modèle final est bien spécifié avec la p-value. AR (1) et AR (2) : statistique d'Arellano-Bond du test d'autocorrélation des erreurs respectivement du premier ordre et de second ordre avec la p-value. Toutes les variables sont considérées comme endogènes à l'exception de la variable du PIB réel par tête retardé qui est considérée comme prédéterminée. GMM : méthodes des moments généralisées.

4.1 Implications macro-économiques

L'intérêt est porté sur les signes et la significativité des variables. Le test de significativité des coefficients des variables se fait en utilisant la statistique Z de la loi normale. Les hypothèses suivantes sont vérifiées pour chaque coefficient : $\mathbf{H0} : \beta_i = 0$ et $\mathbf{H1} : \beta_i \neq 0$. Cet exercice va se faire pour chaque variable explicative dans nos trois (03) groupes d'étude respectifs.

Le coefficient de la variable décalée revenu initial par habitant ($PIB_{i,t-1}$) est positif et significatif à 5%, 10% et 1% pour nos trois (03) blocs respectifs : échantillon total (22 pays) (0.1001251), 14 pays de la zone Franc CFA (0.0464111) et 08 pays hors zone Franc CFA (0.3857359). Les signes de ces coefficients sont donc contraires à celui présagé. Une augmentation d'une unité du produit réel initial par habitant entraîne une augmentation de la production de **0.1001251**, **0.0464111** et **0.3857359** fois cette unité au sein de ces groupes respectifs. Ce résultat est contraire à celui de Hansen et Tarp (2000), ou encore à celui de Lensink et Morrissey (2001). Par ce signe positif l'hypothèse de convergence conditionnelle entre les économies de ces groupes de pays n'est pas respectée. Dans ce cas, l'effet de rattrapage à long terme entre les pays de notre échantillon total, ceux de la zone Franc CFA et ceux des 08 pays hors zone Franc CFA ne pourrait pas se vérifier.

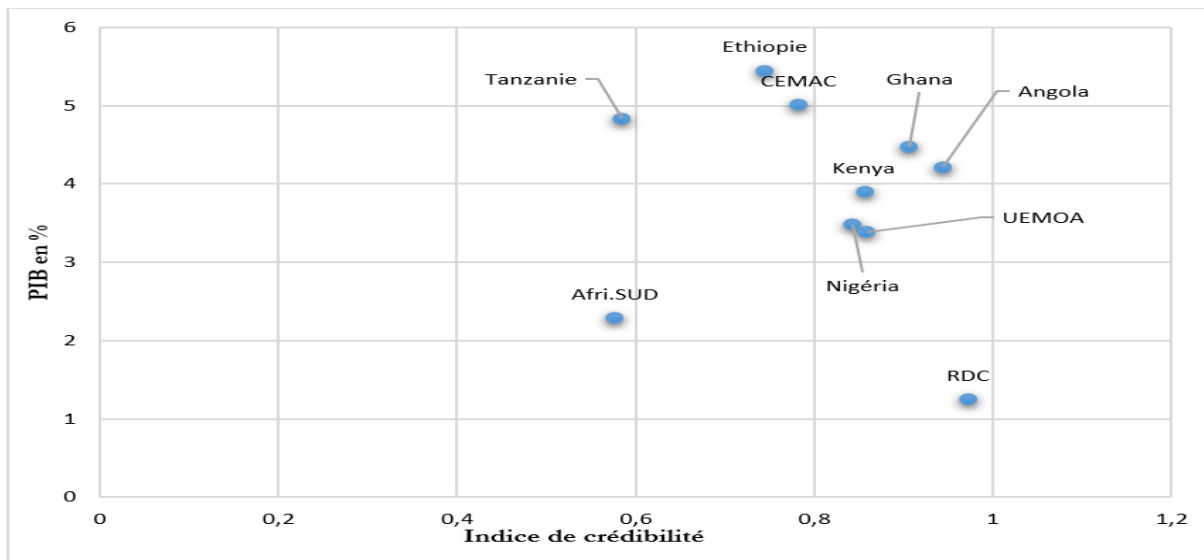
La crédibilité de la politique monétaire ($CPM_{i,t}$) a un impact positif, mais non significatif dans l'ensemble de l'échantillon (22 pays) (1.251827) et dans le groupe des 08 pays hors zone Franc CFA (1.711995). Ceci implique une augmentation d'une unité supplémentaire de la CPM entraîne une hausse du PIB respectivement de 1.251827 et 1.711995 fois cette unité dans ces deux blocs. Dans le groupe des 14 pays de la zone Franc CFA, cette variable est négative (-0.994887) et non significative également. En effet, ce résultat va à l'encontre de l'hypothèse que nous nous sommes faite au départ de l'analyse et qui supposait que cette variable aurait un effet positif et significatif sur la croissance économique ; et ceux malgré des indicateurs de crédibilité à majorité élevés, c'est-à-dire compris entre 0.5 point et 1 point sur une longue période, signe d'une relative bonne crédibilité en matière de stabilité des prix (voir graphiques 13, 14 et 15 ci-dessous). Nguena (2012) dans le cas de la CEMAC et Bendahmane (2015) dans le cas de trois (03) pays du Maghreb étaient arrivés à des résultats semblables au nôtre. L'on peut affirmer que ces résultats inattendus et/ou non significatifs trouvent une explication dans le fait que les objectifs de stabilité des prix et de croissance économique sont opposés selon la théorie Keynésienne ; c'est-à-dire que l'on ne peut mettre sur pied une politique permettant d'aboutir simultanément à ses deux objectifs. L'amélioration de l'un entraînant la baisse de l'autre. En conséquence, au lieu de continuer à œuvrer de manière absolue pour l'amélioration de la stabilité des prix, nous devons relativiser cet objectif au regard de l'évolution des variables réelles dans nos groupes de pays, notamment la croissance économique qui reste insuffisante. D'après Nguena et Tsafack (2014), cette situation attesterait aussi de l'inadéquation de l'objectif final que les autorités monétaires ont attribuées à la politique monétaire relativement à la santé économique du bloc réel. Par exemple dans la zone franc CFA, la mission principale des Banques Centrales est orientée vers un objectif principal de stabilité de la monnaie (externe et interne). Toutefois, même si ces Banques Centrales ont continuellement mis l'accent sur le facteur crédibilité en termes de réalisation de l'objectif de stabilité des prix, on peut affirmer à la lumière de nos résultats que cet objectif final de politique monétaire n'a aucun lien significatif avec le développement économique. Ce qui semble inapproprié du moment où dans toutes les économies du monde, les politiques implémentées y compris la politique monétaire ont pour objectif ultime la croissance économique.

En outre, étant donné la prédominance de l'auto investissement et de l'auto consommation dans les pays en voie de développement comme c'est le cas en Afrique centrale, il est difficile

d'appréhender l'effet de la politique monétaire au secteur réel du fait que la majorité de la population n'a pas forcément accès au système financier traditionnel. Nubukpo (2002) considère par exemple que les deux principales limites à l'efficacité de la transmission de la politique monétaire au secteur réel de l'économie sont les références utilisées dans les contrats financiers et la structure des bilans financiers des agents économiques. Ainsi, la transmission de la politique monétaire dépend de certaines caractéristiques des économies et en particulier de leurs structures financières, de même, la structure spécifique des bilans financiers des agents non financiers limite l'influence de la politique monétaire sur l'activité.

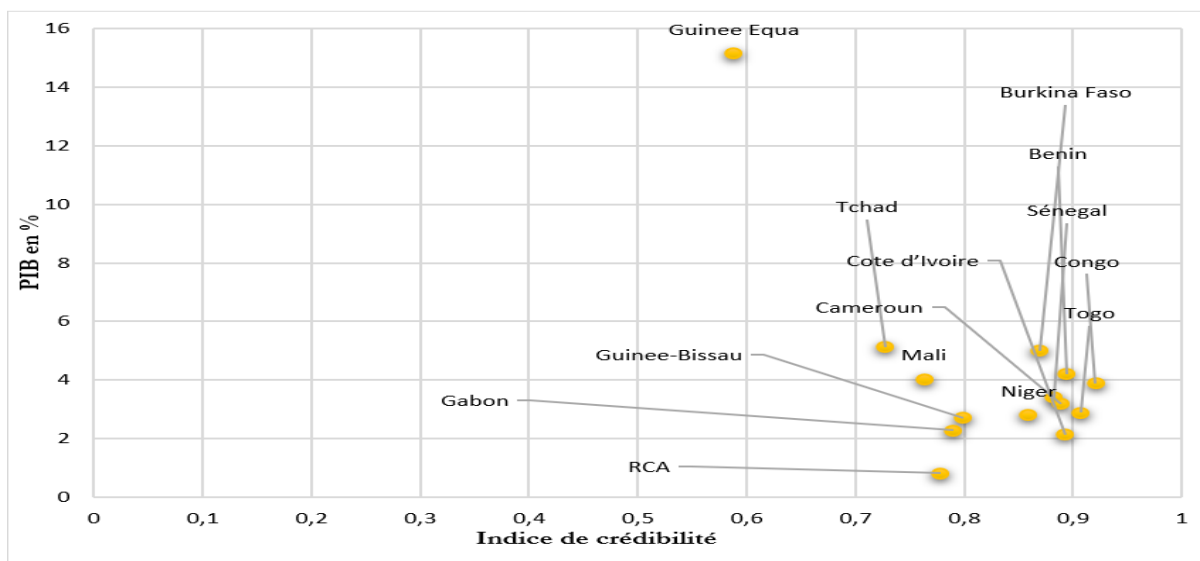
Compte tenu de ce qui précède, une réforme réglementaire de la politique monétaire appliquée dans la zone Franc CFA serait donc plausible. Elle devrait s'orienter dans un premier temps à consolider le niveau de crédibilité dans l'élaboration de la politique monétaire gage de l'efficacité de cette dernière, et en second lieu, à alterner l'objectif principal de stabilité des prix avec l'objectif de relance économique en fonction de l'évolution du cycle économique.

Graphique 13 – Relation CPM et PIB entre 1980 et 2017 pour notre échantillon total.



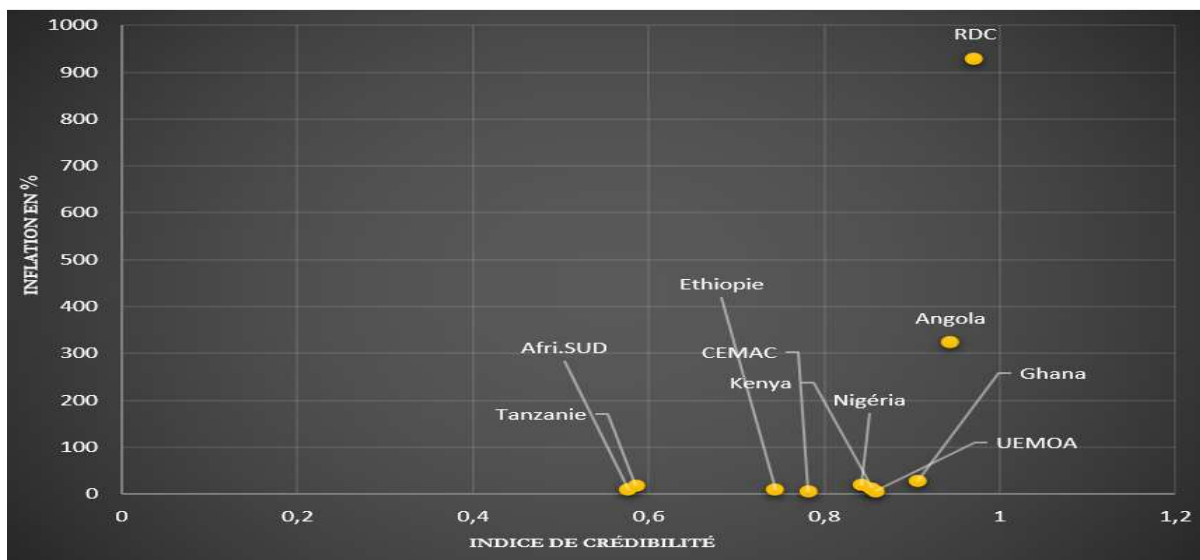
Source : Construction des auteurs

Graphique 14 – Relation CPM et PIB entre 1980 et 2017 pour la zone Franc CFA.



Source : Construction des auteurs

Graphique 15 – Relation CPM et taux d'inflation entre 1980 et 2017 pour notre échantillon total.



Source : Construction des auteurs

Tout comme le revenu initial par habitant, le capital humain ($CAPHUM_{i,t}$) est une variable primordiale dans l'explication du taux de PIB par habitant. Son coefficient est négatif et significatif à 10% pour la zone Franc CFA (-0.5056051). La hausse d'une unité du capital humain va conduire à une diminution du PIB de 0.5056051 fois cette unité dans cette Zone. Cette conclusion qui est contraire à celle de Barro et Lee (1993) et aux théories développées par Romer (1987) et Lucas (1988) identifiant la formation du capital humain et ses externalités comme véritables sources de croissance à long terme, est imputable à une répartition inégale et irrationnelle des dépenses d'éducation au profit des couches urbaines. Ce résultat peut aussi s'expliquer par l'inefficacité des subventions reversées et des avantages issus des coopérations multilatérales dans

le secteur de l'éducation dans cette Zone. Par contre, cette variable est positive et significative à 10% pour le bloc des 08 pays hors zone Franc CFA (0.2047272). Pour l'ensemble de l'échantillon (22 pays), le capital humain reste négatif et non significatif (-0.1287111).

L'ouverture commerciale ($OUV_{i,t}$) a un coefficient positif et significatif à 1% dans nos 03 groupes : l'échantillon total (0.0802205), les pays de la zone Franc Cfa (0.0913604) et le bloc des 08 pays hors zone Franc CFA (0.0420234). Il y a un effet positif de l'ouverture commerciale sur le PIB dans ces groupes de pays. L'augmentation d'une unité supplémentaire du degré d'ouverture commerciale va favoriser un accroissement du PIB de 0.0802205, 0.0913604 et 0.0420234 fois cette unité dans ces blocs respectivement. Ce résultat qui corrobore avec celui de Sachs et Warner (1995), et de Nguena et Tsafack (2014) peut s'expliquer par des politiques de démantèlement des restrictions sur le commerce extérieur qui exerce un effet favorable sur la croissance économique.

Il apparaît que la politique monétaire axée sur le rôle joué par les agrégats nominaux de monnaie et de crédit ($MAMO_{i,t}$) influence négativement et significativement à 5% le PIB pour le groupe des 08 pays hors zone Franc CFA (-0.0921693). Ainsi, une augmentation du taux de croissance de la masse monétaire d'une unité entraînera une diminution du PIB de 0.0921693 fois cette unité dans ce groupe. Ce résultat rejoint ceux de Kuipou et al. (2012). En effet, il semblerait que le système financier approché par la masse monétaire est peu ou pas développé dans les économies de ce bloc d'où, son effet négatif sur la croissance économique. Dans l'ensemble de l'échantillon (22 pays) et dans les 14 pays de la zone Franc CFA, la masse monétaire reste toujours négative (-0.0549998 et -0.0092631) mais cette fois, elle est non significative ce qui l'oppose aux résultats des travaux de Levine (2005).

Le coefficient de la formation brute en capital fixe ou taux d'investissement ($FBCF_{i,t}$) est positif et significatif à 1% et 5% pour l'ensemble de l'échantillon (22 pays) (0.1053506) et pour la zone Franc CFA (0.0998862) respectivement. Une hausse d'une unité supplémentaire du taux d'investissement entraînera un accroissement du PIB de 0.1053506 et 0.0998862 fois cette unité pour ces deux (02) groupes. Ce résultat s'oppose à celui de Fouda (2013) et Ndikeu (2017). Dans le bloc des 08 pays hors zone Franc CFA, cette variable est négative (-0.0259477) et non significative. Ce dernier résultat qui est contraire à nos anticipations et aux sentiers de croissance économique tels que théorisés par les modèles d'accumulation du capital des entreprises, trouve son explication dans les mauvaises allocations des ressources empruntées et les prêts improductifs, ou encore le coût élevé du crédit bancaire qui diminue la rentabilité des investissements. D'où, une inefficacité globalement faible et instable des investissements.

L'effet du taux de change ($TCHA_{i,t}$) sur la croissance économique est positif mais non significatif dans nos trois (03) blocs : l'ensemble de l'échantillon (0.0009285), les pays de la zone Franc CFA (0.0117618) et les 08 pays hors zone Franc CFA (0.0009042). Une appréciation du taux de change d'une unité entraînera une progression du PIB de 0.0009285, 0.0117618 et 0.0009042 fois cette unité dans ces blocs respectifs. Ces résultats qui sont similaires à celui de Bamba (2012), s'opposent à ceux de Levy-Yeyati et Sturzenegger (2003), qui utilisent 183 pays pour évaluer la relation entre les régimes de change et la croissance de la production pendant la période 1974-2000. Ces auteurs trouvent que pour les pays en développement, les régimes de change moins flexibles sont associés à une croissance plus faible alors que pour les pays industriels, le régime de change n'a aucun impact sur la croissance. De plus, nos résultats vont dans le sens de ceux de De Vita et Kyaw (2011), qui utilisent un panel à effets fixes sur un échantillon de 70 pays en développement pour la période 1981-2004, et indiquent l'absence d'une relation robuste entre le choix du régime de change et la croissance économique, impliquant que dans les pays en développement, le choix du régime de change n'a aucun impact direct sur la croissance à long terme.

Pour finir, la variable développement financier ($DEVFI_{i,t}$) est significative à 1% mais de signe négatif (-0.1978828) dans la zone Franc CFA. Une augmentation d'une unité supplémentaire du développement financier dans cette Zone entrainera une réduction de la croissance de 0.1978828 fois cette unité. Cette variable reste négative (-0.0629569) et non significative pour l'ensemble de l'échantillon (22 pays) et positive (0.0053952) et non significative pour les 08 pays hors zone Franc CFA. Ces résultats non significatifs rejoignent donc celui d'Andersen et Trap (2003). Selon Lee (1996), l'expansion du secteur financier ne peut être bénéfique à la croissance qu'en présence d'autorités de supervision suffisamment expérimentées, capables de gérer à bien un tel développement. L'expertise au sein du secteur financier s'acquiert néanmoins via le mécanisme de l'apprentissage par la pratique. Un système financier doit par conséquent, favoriser une meilleure allocation des ressources productives et être suffisamment développé afin de pouvoir stimuler la croissance économique.

Le tableau 6 ci-dessous fait un récapitulatif entre les signes attendus et les signes obtenus dans notre analyse.

Tableau 6 : Tableau de comparaison entre les signes attendus et les signes obtenus.

/ Variables	Echantillon total		Zone FCFA		08 Pays hors Zone FCFA	
	Signes attendus	Signes obtenus	Signes attendus	Signes obtenus	Signes attendus	Signes obtenus
$PIB_{i,t-1}$	- (négatif)	+ (positif)**	- (négatif)	+ (positif)*	- (négatif)	+ (positif)***
$CPM_{i,t}$	+ (positif)	+ (positif)	+ (positif)	- (négatif)	+ (positif)	+ (positif)
$CAPHUM_{i,t}$	+ (positif)	- (négatif)	+ (positif)	- (négatif)*	+ (positif)	+ (positif)*
$OUV_{i,t}$	+ (positif)	+ (positif)***	+ (positif)	+ (positif)***	+ (positif)	+ (positif)***
$MAMO_{i,t}$	+ (positif)	- (négatif)	+ (positif)	- (négatif)	+ (positif)	- (négatif)**
$FBCF_{i,t}$	+ (positif)	+ (positif)***	+ (positif)	+ (positif)**	+ (positif)	- (négatif)
$TCHA_{i,t}$	-/+ (incertain)	+ (positif)	-/+ (incertain)	+ (positif)	-/+ (incertain)	+ (positif)
$DEVFI_{i,t}$	+ (positif)	- (négatif)	+ (positif)	- (négatif)***	+ (positif)	+ (positif)
Rapport de validation	37,5%		62,5%		50%	
Décision	Faible significativité		Forte significativité		Significativité moyenne	

Source : Construction des auteurs // Avec : *, **, *** significativité respectivement à 10%, 5% et 1%. NB : Le rapport de validation se calcule en prenant l'ensemble des signes significatifs obtenus divisé par l'ensemble des signes attendus pour les variables d'interaction.

4.2 Etude de la robustesse

Pour étudier la solidité de nos résultats, nous remplaçons notre variable d'intérêt qui est le Crédibilité de la Politique Monétaire par un autre indicateur de niveau institutionnel ; puisque la littérature sur la théorie de la croissance endogène souligne que tout ce qui améliore l'efficacité économique est bon pour la croissance (Sall, 2016). De ce fait, en accordant un intérêt particulier à la démocratie, Barro (1996) fait valoir que les libertés économiques et de petits gouvernements qui mettent l'accent sur le maintien des droits de propriété sont souvent considérés comme des facteurs qui encouragent la croissance économique. En effet, selon Morchid (2010), des institutions efficaces créent un environnement propice à l'accumulation de capital, favorisent un ajustement plus souple des ressources aux changements de conditions intérieures et extérieures et, génèrent de ce fait une croissance plus rapide. De manière particulière, la qualité

initiale des institutions est un déterminant susceptible d'influencer la crédibilité de la politique économique dans un pays, et par conséquent un préalable son efficacité (Acemoglu et al. 2008). Dans la littérature, une meilleure qualité des institutions est favorable à la croissance du revenu par habitant (Acemoglu et al. (2005) ; Rodrik (2007)). D'ailleurs, Acemoglu et al. (2002) montrent à ce titre que la performance économique contemporaine est expliquée par la qualité des institutions.

Dans notre cas, nous introduisons le niveau de démocratie comme indicateur de la qualité institutionnelle. La valeur de cet indicateur est comprise entre 1 point et 7 point. Plus on se rapproche de la valeur 1 point, plus l'institution est de meilleure qualité. Plusieurs travaux montrent qu'une meilleure démocratie a un effet positif sur le PIB par tête (Barro (1996) ; Acemoglu et al., (2016)).

Après estimations, le tableau 7 ci-dessous nous fait savoir que la variable qualité des institutions ($QIPR_{i,t}$) est négative et significative à 5% pour l'ensemble de l'échantillon (22 pays) (-0.8513908) et pour les 08 pays hors zone Franc CFA (-0.3996378). Une augmentation d'une unité supplémentaire de la qualité des institutions dans ces groupes entrainera la diminution du PIB de 0.8513908 et 0.3996378 unité respectivement. Par contre pour le bloc des 14 pays de la zone Franc CFA, cette variable est non significative et de signe négatif (-0.6876084). En effet, ces conclusions qui s'opposent à celle de Mijiyawa (2010), démontrent que les institutions dans notre échantillon ne sont pas tangibles à la croissance économique et confirment les résultats issus du tableau 5 pour la variable crédibilité de la politique monétaire.

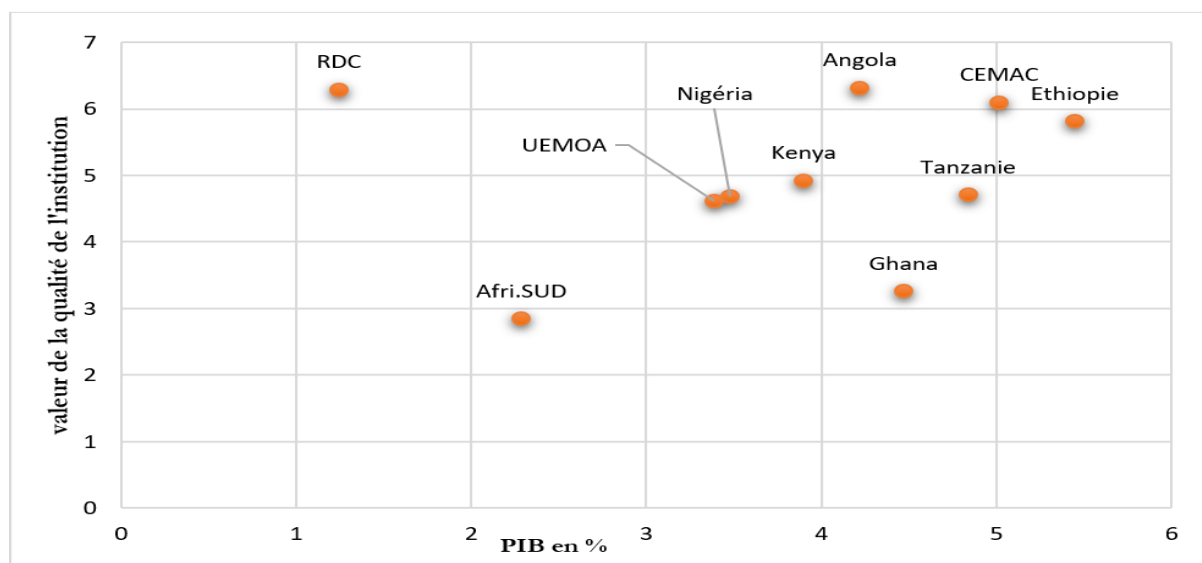
Les graphiques 16, 17, et 18 ci-dessous permettent également une lecture de cette relation où paradoxalement, les pays ayant une meilleure qualité des institutions affichent les taux de croissance les plus bas de notre échantillon (Afrique du Sud, Sénégal et Bénin) ; contrairement aux pays à faible qualité institutionnelle qui présentent des taux de croissance bien plus élevés (Angola, Ethiopie et Guinée Equatoriale) sur la même période.

Tableau 7 : Résultats du test de robustesse de l'impact de la qualité des institutions sur la croissance économique pour nos 03 blocs.

Variables explicatives ou exogènes	Estimation par la GMM en système : Blundell et Bond (1998) (Deux étapes)		
	PIB _{i,t} (variable expliquée ou endogène)		
	Echantillons		
	Echantillon total	Zone FCFA	08 Pays hors Zone FCFA
QIPR _{i,t}	-0.8513908** (0.3394866) [0.012]	-0.6876084 (0.4999707) [0.169]	-0.3996378** (0.201406) [0.047]
Nombre d'instruments	544	402	236
Stat. de Wald	0.000	0.000	0.000
Test de Sargan / Hansen	0.068 ⁴⁰ /1.000	0.351/1.000	0.157/1.000
Test AR (1)	0.054	0.100	0.042
Test AR (2)	0.210	0.285	0.174
Test Hausman (p-values)	EA (0.0983)	EF (0.0255)	EF (0.0000)
Nombre d'observations	765	491	257
Nombre de pays	22	14	08

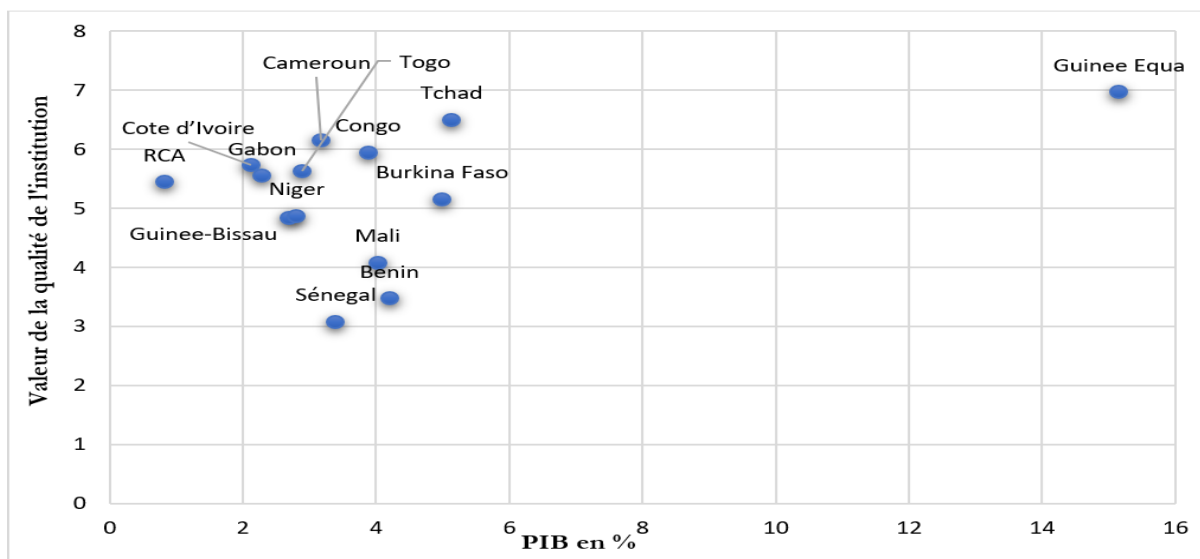
Source : Construction des auteurs // Avec : *, **, *** les significativités respectivement à 10%, 5% et 1%. Les valeurs (...) représentent les écarts-types (corrigés par la méthode de Windmeijer dans le cas du System-GMM). Dans les crochets [...] nous avons les valeurs des probabilités (P-values). EF : effets fixes avec la p-value et EA : effets aléatoires avec la p-value. La variable dépendante est le taux de croissance du PIB réel par tête. Le test de Sargan/Hansen est la statistique du test de validité des instruments avec la p-value. La statistique de Wald vérifie si le modèle final est bien spécifié avec la p-value. AR (1) et AR (2) : statistique d'Arellano-Bond du test d'autocorrélation des erreurs respectivement du premier ordre et de second ordre avec la p-value. Toutes les variables sont considérées comme endogènes à l'exception de la variable du PIB réel par tête retardé qui est considérée comme prédéterminée. GMM : méthodes des moments généralisées.

Graphique 16 – Relation qualité des institutions et PIB pour notre échantillon entre 1980 et 2017.



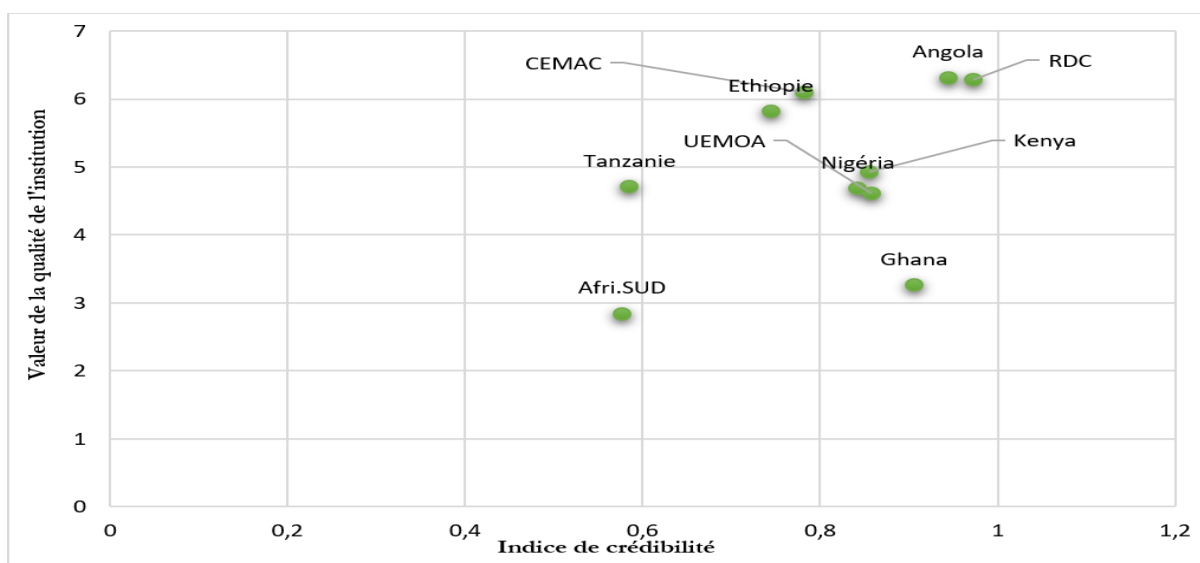
Source : Construction des auteurs

Graphique 17 – Relation qualité des institutions et PIB pour la zone Franc CFA entre 1980 et 2017.



Source : Construction des auteurs

Graphique 18 – Relation qualité des institutions et CPM entre 1980 et 2017 pour notre échantillon.



Source : Construction des auteurs

Conclusion

Au terme de plus de deux décennies d'engagement anti-inflationniste, les Banques Centrales de l'Afrique Subsaharienne semblent aujourd'hui entrées dans un régime d'inflation bien plus basse qu'auparavant. Une telle situation est généralement considérée comme bénéfique. Le maintien de la stabilité des prix sur le moyen/long terme apparait comme la meilleure contribution possible de la politique monétaire à une croissance de l'économie durable et non inflationniste.

L'article qui s'achève s'est donc donné pour objectif principal d'examiner l'effet de la Crédibilité de la Politique Monétaire (CPM) sur la croissance économique appliquée à un échantillon de pays d'Afrique Subsaharienne entre 1980 et 2017. D'entrée de jeu, nous sommes partis de l'hypothèse selon laquelle la crédibilité de la politique monétaire affecte positivement le bloc réel et particulièrement la croissance économique. Par la suite, il a été effectué une connexion théorique et empirique avec la littérature sur la thématique, avant d'illustrer quelques faits stylisés spécifiques à notre recherche. Le plan méthodologique nous a imposé le calcul de l'indice de la CPM à partir de la formulation d'Argov et al. (2007); indice qui s'est avéré majoritairement parfait dans les différents pays de notre échantillon. De manière empirique, à la lumière du modèle de base développé par Mankiw et al. (1992), nous avons spécifié le nôtre. L'estimation de notre équation de la croissance économique a été faite à l'aide de l'estimateur system-GMM de Blundell et Bond (1998) appliqué aux données de panel dynamique. Il ressort de notre investigation économétrique que la crédibilité de la politique monétaire exerce un effet limité et non significatif sur l'activité économique, du fait principal de l'inefficacité des canaux de transmission de la politique monétaire dans l'ensemble de notre échantillon (22 pays), dans la zone Franc CFA (14 pays) et dans le groupe des 08 pays hors zone Franc CFA. Le mécanisme de transmission de la politique monétaire en Afrique subsaharienne est extrêmement aléatoire rendant plus difficile la conduite de la politique monétaire. L'excès de liquidité, ou encore la faible intégration des marchés du crédit limiteraient l'influence des taux directeurs et seraient à l'origine des difficultés d'action de la politique sur l'activité économique.

En guise de recommandation générale, serait particulièrement judicieux de poursuivre des réformes visant l'amélioration de l'efficacité de la politique monétaire tant au niveau des Banques Centrales (redynamisation du marché interbancaire, mise en place des centrales d'information financières, résorber la liquidité des banques, encourager l'octroi du crédit à moyen et long terme, promouvoir l'émission de titres etc?) qu'au niveau des Etats en Afrique Subsaharienne (climat des affaires, bonne gouvernance, accélération du commerce intra régional, développer le marché financier, etc...). Toujours dans le même sens, nous dirons qu'il est économiquement rationnel de réformer les institutions dans les pays en développement, si d'une part, les institutions jouent un rôle dans la soutenabilité de la croissance, qui est la condition nécessaire pour la réduction de la pauvreté et le développement économique; et si d'autre part, les bénéfices de long terme l'emportent sur les coûts induits de la démocratie à court terme. Enfin, nous suggérons la promotion d'une politique monétaire orientée principalement vers l'amélioration de la croissance économique, mais sans toutefois porter préjudice de la contrainte de stabilité des prix.

Références

- [1] Abradu-Otoo P. et al. (2003). « An investigation of the transmission mechanisms of monetary policy in Ghana : A structural vector error correction analysis ». *Bank of Ghana Working Paper* N° 02.
- [2] Acemoglu D. et Johnson S. (2005). « Unbundling institutions». *Journal of Political Economy*, Vol.113, n°5, pp. 949-995.
- [3] Acemoglu D., Johnson S. et Robinson J. (2002). « Reversal of fortune : geography and institutions in the making of the modern world income distribution». *Quarterly Journal of Economics*, Vol.118, n°4, pp.1231-94.
- [4] Acemoglu D., Johnson S., Querubin P. et Robinson A. (2008). « When does policy reform work? The case of Central Bank independence». *N B E R* , WP -n°14033.
- [5] Acemoglu D., Moscona J. et Robinson J. (2016). « States capacity and American technology : Evidence from the 19th Century» . *NBER Working paper*, n°21932.
- [6] Agénor P. et Taylor P. (1992). « Testing for credibility effects». *IMF Staff Papers*, 1992, Vol. 39 ; n°3. pp.545-571.
- [7] Agénor P. et Taylor P. (1993). « Analysing credibility in high-inflation countries : a new approach». *The Economic Journal*, 1993 ; Vol. 103, pp.329-336.
- [8] Aglietta M. (2000). *Macroéconomie financière*. Seconde Edition ; La Découverte, Collection Repères.
- [9] Aguir A. (2016). *Stabilité, croissance économique et ciblage d'inflation*. Thèse de Doctorat en Economies et Finances ; Université de Grenoble Alpes, 2016.
- [10] Allegret P., Ayadi M. et Haouaoui L. (2006). « Un modèle de choix de régime de change : aspects théoriques et analyse empirique » Communication au Colloque : « Intégration financière internationale, régimes monétaires et stabilisation macroéconomique », Hammamet, Tunisie, Mai 2006.
- [11] Aloui C. et Sassi H. (2005). « Régime de change et croissance économique : une investigation empirique». *Economie Internationale*, CEPPII research center, issue n°4 pp.97-134.
- [12] Andersen T. et Trap F. (2003). « Financial liberalization, financial development and economic growth in LDCs». *Journal of International Development*, Vol. 15, n°2, pp.189-209.
- [13] Anderson W. et Hsiao C. (1982). « Formulation and estimation of dynamic models using panel data». *Journal of Econometrics* ; n°18(1), pp.47-82.
- [14] Arellano M. et Bond S. (1991). « Some tests of specification for panel data : Monte Carlo evidence and application to employment equations». *Review of Economic Studies* ; n°59(3).
- [15] Arellano M. et Bover O. (1995). « Another look at the instrumental variable estimation of error-components models». *Journal of Econometrics* ; n°68(1), pp.29-51.
- [16] Arestis P., Demetriades P. et Luintel K. (2001). « Financial development and economic growth : The role of stock markets». *Journal of Money, Credit, and Banking*, 33 : pp.16-41.
- [17] Argov E., Epstein N., Laxton D., Karam P. et Rose D. (2007). « Endogenous monetary policy credibility in a small macro model of Israel». *IMF Working paper*, WP/07/207.
- [18] Aurel-Level (2001). « Courbe des taux : une histoire de crédibilité de Banque Centrale». *Point de conjoncture* - 7 Juin 2001.
- [19] Ba A. (2015). *Les déterminants de la crédibilité et de la réputation des Banques Centrales et de la politique monétaire : une analyse de la littérature et une application aux pays en développement*. Thèse de Doctorat en Science Economie. Université de Toulon. Laboratoire d'Economie Appliqué au Développement (LEAD). Novembre 2015.

- [20] Bailliu J., Lafrance R. et Perrault J-F. (2001). « Régimes de change et croissance économique dans les marchés émergents ». In : *Les taux de change flottants : une nouvelle analyse ; actes d'un colloque tenu à la Banque du Canada*, Novembre 2000, Banque du Canada, Ottawa - pp.347-377.
- [21] Balestra P. et Nerlove M. (1966). « Pooling cross-section and time series data in the estimation of a dynamic model : the demand for natural gas ». *Econometrica* ; n°34, pp.585-612.
- [22] Ball I. (1998). « Policy rules for open economies ». *Nber working paper* ; pp.67-60, Octobre.
- [23] Bamba K. (2012). « Régime de change et croissance économique : cas des pays de la Communauté Economique des Etats de l'Afrique de l'Ouest (CEDEAO) ». *Conférence Economique Africaine Kigali, Rwanda 30 Octobre au 02 Novembre 2012 promouvoir un développement inclusif et durable en Afrique dans une période d'incertitude pour l'économie mondiale*.
- [24] Barro R (1991). « Economic growth in a cross section of countries ». *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 151, pp.407-443.
- [25] Barro R. (1997). « Determinants of economic growth : a Cross-Country Empirical Study ». *Development Discussion paper n° 579*, Harvard Institute for International Development.
- [26] Barro R. et Gordon D. (1983). « Rules, discretion and reputation in a model of monetary policy ». *Journal of Monetary Economics* ; Vol. 12 July, pp. 101-122.
- [27] Barro R et Lee (1993). « Economic growth in a cross section of countries ». *Quarterly Journal of Economics*, n° 106, pp.407-433.
- [28] Barro R., Sala-I-Martin X. (1995). « Economic growth. Advanced Series in Economics », n°539 New York ; London and Montreal : McGraw-Hill .
- [29] Barro R. (1996). « Determinants of economic growth : A cross-country empirical study ». *NBER working paper*, N°5698, August.
- [30] Barro R. (1995). « Inflation and growth » . *NBER Working Paper* , n° 5326.
- [31] Barro R. (1996). « Inflation and growth ». *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, May/June 1996.
- [32] Bastidon C., Brasseul J. et Gilles P. (2010). *Histoire de la globalisation financière : essor, crises et perspectives des marchés financiers internationaux*. Paris, Armand Colin, coll. ?U ?.
- [33] Bastidon C. et Gilles P. (2014). « Central Banking since the eighties the European debt crisis : causes, consequences, measures and remedies ». Chapter Eight in A. Ari (ed.), Newcastle, Cambridge Scholars Publishing, pp.195-215.
- [34] Baxter M. (1985). « The role of expectations in stabilization policy ». *Journal of Monetary Economics*, 1985 ; Vol. 15, pp.343-362.
- [35] Béah Y. (2015). *Politique budgétaire dans l'UEMOA : soutenabilité de la dette et perspectives de financement*. Thèse de Doctorat en Sciences Economiques / macroéconomie. Université François Rabelais de Tours, 30 Janvier 2015.
- [36] Bean C., Paustian M., Penalver A. et Taylor T (2010). « Monetary policy after the fall » . Presented at the Federal Reserve Bank of Kansas City- Annual Conference, Jackson Hole, Wyoming, 28 August 2010.
- [37] Bendahmane M. (2015). *Politiques monétaires monétaire et croissance économique dans les pays du Maghreb*. Thèse de Doctorat options Finance ; Université Abou Bekr Belkaid ; Tlemen, Algerie.
- [38] Berg A., Charry L., Portillo R. et Vlcek J. (2013). « The monetary transmission mechanism in the tropics : a narrative approach ». *IMF Working Paper*, September 2013, WP/13/197.

- [39] Bernanke B. S. et Blinder A. S. (1992). « The federal funds rate and the channels of monetary transmission». *American Economic Review*, n°82, pp.901-921.
- [40] Besson J-L. (1993). *Monnaie et finance*. L'économie en plus, 1993.
- [41] Bikai J. L et Essiane P-N (2017). « Politique monétaire, stabilité monétaire et croissance économique dans la CEMAC : Une approche SVAR bayésienne». *BEAC Working Paper - BWP N° 08/17*.
- [42] Bikai J. L. et Kenkouo G-A. (2015). « Analyse et évaluation des canaux de transmission de la politique monétaire dans la CEMAC : Une approche SVAR et SPVAR». *BEAC Working Paper*, BWPN° 02/15.
- [43] Blanchard O. (1984). « The Lucas critique and the Volcker deflation». *National Bureau of Economic Research Working Papers*, 1984 ; NBER WP n°. 1326.
- [44] Bleaney M. et Fielding D. (2000). « Exchange rate regimes, inflation and output volatility in developing countries». CREDIT research paper n°.99/4, University of Nottingham.
- [45] Blinder S., (2000). « Central-Bank credibility : why do we care? how do we build it? ». *American Economic Review*, n°90 (5), Décembre 2000.
- [46] Blundell R. et Bond S. (1998). « Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models». *Journal of Econometrics* ; n°87(1), pp.115-143.
- [47] Blundell R. et Bond S. (2000). « GMM estimation with persistent panel data : an application to production functions». *Econometric Reviews* ; n°19(3), pp.321-340.
- [48] Bodea C. (2010). « The political economy of fixed exchange rate regimes : the experience of post-communist countries». *European Journal of Political Economy* ; n°26, pp. 248-264.
- [49] Bomfim A. et Rudebusch G. (2000). « Opportunistic and deliberate disinflation under imperfect credibility». *Journal of Money, Credit and Banking* ; n°32(4), pp.707-721.
- [50] Bordo M. et Orphanides A. (2013). *The great inflation : the rebirth of modern Central Banking*. University of Chicago Press.
- [51] Borio C. et Lowe P (2002). « Asset prices, financial and monetary stability : exploring the Nexus». *BIS Working Paper* n°.114, (Basel : Bank of International Settlements).
- [52] Brahim M. et Zouari-Ghobel S. (2013). « L'approche de la crédibilité de la politique monétaire et règles de conduite : controverses théoriques». *Revue congolaise d'Economie* ; Juin 2013. Vol. 8, n°2 pp.14-33.
- [53] Calvo A. (1978). « On the time consistency of optimal policy in a monetary economy». *Econometrica* ; n°46 (6), pp.1411-1428.
- [54] Carré E. et Le Heron E. (2006). « Credibility versus confidence in monetary policy». in R. Wray et M. Forstater (eds) ; *Money, Financial Instability and Stabilization Policy*, Aldershot : Edward Elgar, Chapter 4, pp.58-84.
- [55] Castelnuovo E., Nicoletti Altimari S. et Rodriguez-Palenzuela D. (2003). « Definition of price stability, range and point inflation targets : the anchoring of long-term inflation expectations». BCE, Mai, (www.ecb.int).
- [56] Cecchetti S. et Krause S. (2002). « Central Bank structure, policy efficiency, and macroeconomic performance : exploring empirical relationships». *Federal Reserve Bank of St. Louis Review* n° (84), pp.99-117.
- [57] Cheng K. C. (2006). « A VAR analysis of Kenya's monetary policy transmission mechanism : How does the Central Bank's REPO rate affect the economy». *IMF Working Paper*, N° 06/300, (Washington : International Monetary Fund).
- [58] Chevallier A. et Le Goff M. (2014). *L'Afrique subsaharienne après quinze années de croissance*. Éditions La Découverte, collection Repères, Paris, 2014.

- [59] Christensen M. (1987). « Disinflation, credibility and price inertia : a Danish exposition». *Applied Economics*, (1987), Vol. 19 ; n°10, pp.1353-1366.
- [60] Christensen M. (2000). « On interest rate determination, testing for credibility policy and the relevance of Lucas critique». *European Journal of Political Economy*. Vol. 3, p. 369-388.
- [61] Chtourou N. (2004). *Inefficiences institutionnelles et performance sociale. Dans Restauration du rôle de l'Etat dans le développement économique*, Ouvrage Collectif, Editions PUBLISUD, Paris.
- [62] Clarida R., Gali J. et Gertler M. (1999). « The science of monetary policy : a new Keynesian perspective». *Journal of economic literature*, n°37, December 1999.
- [63] Collier P. et Gunning G. (1999). « Why has Africa grown slowly ?» *The Journal of Economic Perspectives*, pp.3-22.
- [64] Collins S. et Bosworth (1996). « Economic growth in East Asia : accumulation versus, simulation». *Brookings Papers in Economic Activity* ; n°2, pp.135-203.
- [65] Coulibaly I. et Davis J. (2013). « Exchange rate regimes and economic performance : Does CFA Zone membership benefit their economies ?» University Library of Munich, Germany.
- [66] Creel J. et fayolle J. (2000). « La Banque Centrale et l'Union Monétaire Européennes : les tribulations de la crédibilité». *Département des études de l'OFCE*, 2000.
- [67] Cukierman A. (1992). « Central Bank strategies, credibility, and independence : theory and evidence». Cambridge, Massachusetts : The MIT Press.
- [68] De Mendonça F., De Guimarães et De Souza J. (2009). « Inflation targeting credibility and reputation : the consequences for the interest rate». *Economic Modelling* n°26(6), pp.1228-1238.
- [69] De Mendonça F. (2004). « Mensurando a credibilidade do regime de metas inflacionárias no Brasil [Measuring the credibility of Brazil's inflation-targeting regime]». *Rev. Econ. Política [Rev. Pol. Econ.]* n° 24(3), pp.344-350.
- [70] De Mendonça F. et Souza J. (2009). « Inflation targeting credibility and reputation : the consequences for the interest rate». *Econ. Model.* n°26, pp.1228-1238.
- [71] De Vita G. et Kyaw K. (2011). « Does the choice of exchange rate regime affect the economic growth of developing countries». *Journal of Developing Areas*, n° 45 (1) ; pp.135-153.
- [72] Demir B. et Yigit M. (2008). « Announcements and credibility under inflation targeting». *Economics Letters*, n°100 (2) ; pp.249-253.
- [73] Devarajan S. et De Melo J. (1991). « Membership in the CFA Zone : Odyssean journey or Trojan horse ?» In A. Chhibber and S. Fisher (eds.), *Economic Reform in Sub-Saharan Africa*. Washington DC : World Bank, pp.25-33.
- [74] Diagne A. et Doucouré F. (2000). « Les canaux de transmission de la politique monétaire dans les pays de l'UMOA». *Document de recherche du CREA 01/10/EM*.
- [75] Diaw A. et Tadenyo (2012) Y. « Les mécanismes de transmission de la politique monétaire des Banques Centrales des Etats de l'Afrique de l'Ouest et du Cap-Vert». *Etude réalisée pour l'Agence Monétaire de l'Afrique de l'Ouest (AMAO)*.
- [76] Domack (2001). « Does the exchange rate regime affect macroeconomic performance ? Evidence from transition economies». World Bank policy research working paper n°2642.
- [77] Drazen A. (2000). *Political economy in macro economics*. Princeton, Princeton University Press.
- [78] Drumetz F. et Verdelhan A. (1997). « Règle de Taylor, présentation, application, limites». *Bulletin de la Banque de France* ; n°45, pp.81-87.

- [79] Dufort J. et Murray F. (2004). « Impact de l'appréciation du taux de change sur la croissance des exportations et du PIB du Québec ». *Direction de l'analyse des relations économiques extérieures*, pp.46.
- [80] Dumitrescu E. et Hurlin C. (2012). « Testing for Granger non causality in heterogeneous panels ». *Economic Modelling* ; n°29 ; pp.1450-1460.
- [81] Edwards S. (1992). « Exchange rates as nominal anchors ». *NBER Working Paper* ; n°4246, December.
- [82] Edwards S. et Savastano A. (1999). « Exchange rates in emerging economics : what do we know ? what do we need to know ? » (n°7228). *National Bureau of Economic Research*.
- [83] Ekomie J. (2001). « Banque Centrale et crédibilité (le cas de zone franc Africaine) ». *Revue du L.E.A.*, Vol.2, Numéros 1.
- [84] Elbadawi I. et Majd N. (1996). « Adjustment and economic performance under a fixed exchange rate : a comparative analysis of the CFA zone ». *World Development*, n°24(5), pp.939-951.
- [85] FERDI (2012). *Evaluation des gains attendus de l'intégration économique régionale dans les pays africains de la zone Franc. Rapport préparé à la demande des Ministres des Finances de la zone Franc*, Site WEB FERDI.
- [86] FMI (2017). *Perspectives économiques régionales pour l'Afrique Subsaharienne*.
- [87] Fouda E. (2013). « Politique monétaire et croissance économique en zone CEMAC : une approche en données de panel ». *Banque Africaine de Développement*, WP.
- [88] Friedman M. (1968). « The role of monetary policy ». *American Economic Review*, n°58, March, pp. 1-17.
- [89] Gerlach-Kristen. (2003). « Who targets inflation explicitly ? » *European Economic Review* ; n°43(7), pp.1257-1277.
- [90] Ghosh A., Gulde M. et Wolf H. (1995). « Does the nominal exchange rate regime matter ? » *IMF Working Papers* 95/121.
- [91] Ghosh A., Gulde M. et Wolf H. (1997). « Does the nominal exchange rate regime matter ? ». *NBER working paper* n° 5874.
- [92] Ghosh A., Gulde M. et Wolf H. (2008). « Monetary Union in Central and Western Africa ». *Journal of Financial Transformation*, n°20, pp.175-189.
- [93] Ghosh A., Ostry D. et Sangarides H. (2010). « Exchange rate regimes and the stability of the international monetary system ». *IMF Occasional Paper* ; n°270.
- [94] Gilles P. et Bastidon C (2012). « The evolution of Central Banking over the last three decades ». Key note speaker, Centre of European Studies (CES) annual international conference : European debt crisis CES, Kirklareli University, Kirklareli (Turkey), 17-18 May.
- [95] Goodfriend M. (1993). « Interest rate policy and the inflation scare problem ». *Economic Quarterly* ; Federal Reserve Bank of Richmond, Vol. 79, Winter, pp.1-24.
- [96] Guillaumont J S. et Guillaumont P. (2017). « Quel avenir pour les francs CFA ? » *Fondation pour les Etudes et Recherches sur le Développement International (FERDI)* ; Working Paper. Mai 2017.
- [97] Guissé O. (2016). *Effets de l'endettement public sur la croissance économique en présence de Non Linéarité : cas des pays de l'Union Économique et Monétaire Ouest Africaine*. Thèse de Doctorat en Sciences Economiques-Université D'orléans, Avril 2016.
- [98] Gürkaynak R., Levin A. et Swanson E. (2010). « Does inflation targeting anchor long-run inflation expectations? evidence from long-term bond yields in the U.S., U.K., and Sweden ». *Journal of the European Economic Association* n°8(6), pp.1208-1242.

- [99] Hansen H. et Tarp F. (2000). « Aid and growth regressions». *Journal of Development Economics*, vol. 64, n°2.
- [100] Hausman A. (1978). « Specification test in econometrics». *Econometrica*, n°46 (5), pp.1251-1272.
- [101] Hnatkovska V. et Loayza N. (2003). « Volatility and growth». *Policy Research Working Papers Series*; n° 3184; The World Bank.
- [102] Holtz-Eakin, Newey W. et Rosen, H. (1988). « Estimating vector autoregressions with panel data». *Econometrica*; n°56(6), pp.1371-1395.
- [103] Honohan P. (1990). « Monetary cooperation in the CFA Zone». *PRE Working Paper Series* n°389, Washington D C; the World Bank.
- [104] Hurlin C. (2004). « Testing granger causality in heterogeneous panel data models with fixed coefficients». *Document de recherche LEO*.
- [105] Johnson R. (1997). « Expected inflation in Canada 1988-1995 : an evaluation of Bank of Canada»
- [106] Johnson R. (2002). « The effect of inflation targeting on the behavior of expected inflation : evidence from an 11 country panel». *Journal of Monetary Economics* n°49(8), pp.1521-1538.
- [107] Johnson R. (2003). « The effect of inflation targets on the level of expected inflation in five countries». *Review of Economics and Statistics*; n°85(4), pp.1076-1081.
- [108] Johnson. R. (1995). « La crédibilité de la politique monétaire : analyses des résultats d'enquêtes menées sur l'inflation attendue des divers pays». Colloque tenu à la Banque du Canada en Mai 1995, Ottawa, Banque du Canada.
- [109] Kamgna S. Y. et Ndambedia H. (2008). « Excess liquidity and monetary policy effectiveness : The case of CEMAC countries». *MPRA Paper* N° 9599.
- [110] Karfakis C., Sidiropoulos M. et Trabelsi J. (2000). « Testing the credibility of stabilization programmes : evidence from Greece». *International Journal of Finance and Economics*, 2000-Vol. 5, pp.165-173.
- [111] Keneck J., Kablan et Bikai L (2017). « La maturité des Banques Centrales influence-t-elle les performances économiques? » *BEAC Working Paper* n°/2017.
- [112] King G. et Levine R. (1993). « Finance and growth : Schumpeter might be right». *Quarterly Journal of Economics*, n° 108, pp.717-737.
- [113] Klau M. (1998). « Exchange rate regimes and inflation and output in Sub-Saharan Countries». *BIS Working Paper* n°53, March.
- [114] Klein M. et Shambaugh C. (2010). *Exchange rate regimes in the modern Era*. The MIT Press Cambridge, Massachusetts London, England.
- [115] Kremers M. (1990). « Gaining policy credibility for a disinflation-Ireland's experience in the EMS». *IMF Staff Papers*, 1990, Vol. 37; n°1, pp. 116-141.
- [116] Kuipou C., Nembot L. et Tafah O. (2015). « Développement financier et croissance économique dans les pays africains de la Zone Franc : le rôle de la gouvernance ». *European Scientific Journal* February; 2015 edition, Vol.11, n°.4 ISSN : 1857-7881 (Print)e- ISSN 1857-7431.
- [117] Kuipou C., Nembot L et Tafah O. (2012). « Financial development and economic growth in CEMAC Countries ». *Global Journal of Management and Business Research*, volume XII version 1; pp.8-25
- [118] Kwangyong P. (2016). « Central Bank credibility and monetary policy. Department of Economics For Jordan River Conference submission ». April n°21, 2016.

- [119] Kydland F. et Prescott E. (1977). « Rules rather than discretion : the inconsistency of optimal plans». *Journal of Political Economy*, n° 85, pp.473-491.
- [120] Laxton D., Rose A. et N'Diaye P. (2002). « Monetary policy credibility and the unemployment-inflation trade-off : some evidence for 17 industrial countries». *IMF Working Paper*, n°02/220, December.
- [121] Lee C. et Wong S (2005). « In ?ationary threshold effects in the relationship between ?nancial development and economic growth : evidence from Taiwan and Japan». *Journal of economic development*, Volume n° 30, Number 1, June.
- [122] Lee J. (1996). « Financial development by learning». *Journal of Development Economics*, Vol. 50, n°1, pp.147-164.
- [123] Lensink R. et Morrissey O. (2001). « Aid instability as a measure of uncertainty and the positive impact of aid on growth». *Journal of Development Studies*, vol.36.
- [124] Levin A., Natalucci F. et Piger J. (2004). « The macroeconomic effects of inflation targeting». *Federal Reserve Bank of St. Louis Review* ; n°86(4), pp.51-80.
- [125] Levine R.(2005). « Finance and growth : theory and evidence». In *Handbook of Economic Growth*,ed. Phillipe Aghion and Steven Durlauf. The Netherlands : Elsevier Science.
- [126] Levy-Yeyati, E. et F. Sturzenegger (2003). « To float or to fix : Evidence on the impact of exchange rate regimes on growth». *The American Economic Review*, Vol. 93, n°4 September, pp. 1173-1193.
- [127] Loisel O. (2006). « La crédibilité de la politique monétaire dans une perspective néokeynésienne». *Bulletin de la Banque de France* ; n°149, Mai, pp.21-32.
- [128] Lucas R. (1972). « Expectations and the neutrality of money». *Journal of Economic Theory*, n°4, pp. 103-124.
- [129] Lucotte Y. (2012). *Etudes des interactions entre les stratégies de ciblage d'inflation et leur contexte institutionnel : application aux économies émergentes*. Thèse de Doctorat en Science Economique soutenue le : 11 Décembre 2012. Université d'Orléans.
- [130] Maddison A. (1995). *Monetoring the world economy*. Paris : OECD.
- [131] Mankiw G., Miron A. et Weil N. (1987). « The adjustment of expectations to a change in regime : a study of the founding of the Federal Reserve. *National Bureau of Economic Research Working Papers*, 1987 ; NBER WP n°.2124.
- [132] Mankiw G., Romer D. et Weil N. (1992). « A contribution to the empirics of economic growth». *Quarterly Journal of Economics*. Vol. 107, Issue n°2, pp.407-437.
- [133] Mba F., Kamajou F et Ngouhouo N. (2014). « Politique monétaire, stabilité des prix et développement de l'activité économique en zone CEMAC». *European Scientific Journal*. Décembre 2014 ; vol 10, n°34, pp.4-10.
- [134] Mc Callum T. (1993). « Discretion versus rules in practice, two critical points a comment». *Carnegie rochester Conference series on public policy* ; n°39, pp.215-220.
- [135] Mesonnier J. (2004). « Le paradoxe de la crédibilité en question». *Bulletin de la Banque de France*.
- [136] Metropolis N. et Ulam S. (1949). « The Monte Carlo Method». *Journal of the American Statistical Association*, n°44 (247), pp.335-341.
- [137] Mijiyawa G (2010). *Institutions et développement : analyse des effets macroéconomiques des institutions et de réformes institutionnelles dans les pays en développement*. Thèse de Doctorat Université D'auvergne-Clermont I, Faculté de Sciences Économiques et de Gestion ; Mai 2010.
- [138] Miniaoui H. et Smida M. (2008). « Crédibilité des autorités monétaires et transparence : Quelle complémentarité dans le cas de la Tunisie ? une contribution au débat». *L'actualité économique* ; Vol. 84, n°2, 2008, pp. 205-234.

- [139] Mishkin S. (1997). « Strategies for controlling inflation». *Nber Working Paper*, pp.61-22, Aout.
- [140] Mishkin S. (2000). « Inflation targeting in emerging market countries». NBER Working Paper n°. 7618. *National Bureau of Economic Research*.
- [141] Mishkin S. (2010). *Monnaie, banque et marchés financiers*. 9ième édition, Adaptation de Christian Bordes, Pierre-Cyrille Hautcoeur et Dominique Lacoue-Labarthe.
- [142] Mishra P., Montiel P. et Spilimbergo A. (2010). « Monetary transmission in low-income countries». *IMF Working Paper*, WP/10/223.
- [143] Morchid B. (2010). *La qualité des institutions constitue-t-elle une barrière à la relance économique ? Application à un échantillon de pays africains*. Conférence Guy Mhone, Thème : La renaissance et la relance des économies africaines, Dar es Salaam, Tanzanie.
- [144] Moreno R. (2000). « Pegging and macroeconomic performance in East Asia». *ASEAN Economic Bulletin* ; n°18(1), pp.48-63.
- [145] Moreno R. (2001). « Pegging and stabilization policy in developing countries». *Economic Review of the Federal Reserve Bank of San Francisco* ; n°12(99), pp.17-29.
- [146] Mvondo T. (2016). « Pour un horizon optimal de la cible d'inflation dans la CEMAC». *BEAC. Working paper - BWP n° 01/16*.
- [147] Ndikey N. (2017). *Corruption et croissance économique au Cameroun : De l'effet direct et des effets indirects à travers la répartition des dépenses publiques*. Thèse de Doctorat en Sciences Economiques-Université de Rennes 2-Juin 2017.
- [148] Ngniado Nognou E (2016). *Incertitude et mise en oeuvre de la politique monétaire dans la CEMAC*. Thèse de Doctorat en Economies et finances. Université de Bordeaux, 2016.
- [149] Nguena C. (2012). « Price stability objectives and economic growth : a panel data econometrics empirical investigation for selected CEMAC countries». University of Yaoundé 2-CEREG 8. February 2012 Online at <http://mprapa.ub.uni-muenchen.de/49412/> *MPRA Paper n°. 49412*, posted 1. September 2013 17 : 42 UTC.
- [150] Nguena C. (2013). « Objectif de stabilité des prix et croissance économique en zone CEMAC : une approche en données de panel». *MPRA Paper n°. 49412*. September 2013. Centre d'Etude et de Recherche en Economie et Gestion (CEREG).
- [151] Nguena C. et Tsafack R. (2014). « Importance des politiques financières dans la croissance économique en zone CEMAC : une approche en données de panel». *AAYE PR Working Paper Series*, n° 08, Association of African Young Economists ; October 2014.
- [152] Nickel J. (1981). « Biases in dynamic models with fixed effects». *Econometrica* ; n°49(6), pp.1417-1426.
- [153] North C. (1994). « Economic performance through Time». *American Economic Review* 84, n°.3 (June, 1994) : pp.359-367.
- [154] Nubukpo K. (2002). « L'impact de la variation des taux d'intérêt directeurs de la BCEAO sur l'inflation et la croissance dans l'UMOA». *Note d'information et Statistiques, Série - Etudes et Recherches*, n° 526-BCEAO.
- [155] Obstfeld M. et Rogoff M. (1995). « Risk and exchange rates». *NBER Working Paper* ; August n°66(94), pp1-47.
- [156] Ojo et Oshikoya (1995). « Determinants of long-term growth : some African results». *Journal of African economies*, Vol. 4, n°2, pp164-198.
- [157] Perrier P. et Amano R. (2000). « Crédibilité et politique monétaire». *Département des recherches Revue De La Banque Du Canada - Printemps 2000* - pp. 11-17.
- [158] Persson T. et Tabellini G. (1993). « Designing institutions for monetary stability». *Carnegie-rochester conference series on public policy* ; n°39, pp.53-84.

- [159] Pollin P (2008). « De la crise financière à la récession : une lecture « à la Bernanke » ». *Revue d'économie financière*, pp.27-35.
- [160] Rodrik D. (2007). « How to save globalization from its cheerleaders ». *CEPR Discussion Papers n°6494*.
- [161] Rogoff K. (1985). « Can international monetary policy cooperation be counter productive ». *Journal of International Economics*, 18, pp.199-217.
- [162] Rogoff K. (2003). « Globalization and global disinflation ». Paper Prepared for the Federal Reserve Bank of Kansas City Conference on monetary policy and uncertainty : adapting to a changing economy. Jackson Hole, Wyoming.
- [163] Rogoff K. et Silber A. (1988). « Equilibrium political business cycle ». *Review of economic studies* n°55 (1) ; pp.1-16.
- [164] Romer D. (2004). « Choosing the federal reserve chair : lessons from history ». *Journal of Economic Perspectives* ; n°18(1), pp.129-162.
- [165] Romer D. et Romer H. (1989). « Does monetary policy matter ? a new test in the spirit of Friedman and Schwartz ». *National Bureau of Economic Research Macroeconomics Annual*, Cambridge press : MIT.
- [166] Roodman D. (2006). « How to do xtabond2 : an introduction to difference and system GMM in Stata ». *Center for Global Development Working Paper*, n°103.
- [167] Roodman D. (2009). « A note on the theme of too many instruments ». *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* ; n°71(1), pp.135-158.
- [168] Rousseau P. et Wachtel P. (2002). « Inflation thresholds and the financial growth. Nexus ». *Journal of International Money and Finance* n° 21. pp.777-793.
- [169] Sachs D. et Warner A. (1995). « Economic reform and the global integration ». *Brookings papers on Economic Activities*, Vol. 1- pp1-118.
- [170] Sall K. (2016). *Les perspectives de ciblage de l'inflation dans les pays de l'Union Economique Monétaire Ouest Africaine (UEMOA)*. Thèse de Doctorat en Economies et finances. Université d'Orléans, Décembre 2016.
- [171] Sargent T. et Wallace N. (1975). « Rational expectations, the optimal monetary instrument and the optimal money supply rule ». *Journal of Political Economy* n°83(2), 241-254.
- [172] Saxegaard M. (2006). « Excess liquidity and effectiveness of monetary policy : Evidence from Sub-saharan africa ». *IMF Working Paper* WP/06/115.
- [173] Schadler S. (1995). « IMF conditionality : experience under stand-by and extended arrangements ». Part II : *Background papers*, Vol. 129, International Monetary Fund.
- [174] Schnabl G. (2009). « Exchange rate volatility and growth in Emerging Europe and East Asia ». *Open Economics Review*, Vol. 20, n° 4, pp. 565-587.
- [175] Sicsú J., (2002). « Expectativas inflacionárias no regime de metas de inflação : Uma análise preliminar do caso Brasileiro [Inflation expectations in an inflation-targeting regime : A preliminary analysis of the Brazilian case] ». *Econ. Apl. [Appl. Econ.]* n° 6(4), pp.703-711.
- [176] Solow R. (1956). « A contribution to the theory of economic growth ». *The Quarterly Journal of Economics* ; n°70, pp.65.
- [177] St-Amant P. et Tessier D. (2000). « Résultats empiriques multi-pays relatifs à l'impact des cibles d'inflation sur la crédibilité de la politique monétaire ». *Document de travail* n°98-23, Banque du Canada.
- [178] Svensson L. (1993). « The simplest test of inflation target credibility ». *NBER Working Paper* n°. 4604. National Bureau of Economic Research.
- [179] Svensson L. (2002). « Inflation targeting : should it be modeled as an instrument rule or a targeting rule ? » *European Economic Review*, n° 46(4-5), pp.771-780.

- [180] Swan W. (1956). « Economic growth and capital accumulation». *Economic Record*, Vol. 32, n°63, p.334-361.
- [181] Taylor B. (1993). « Discretion versus policy rules in practice». *Carnegie-rochester conference series on public policy*, n°39 ; pp.195-214.
- [182] Thygesen N. (1995). « Pourquoi la Banque Centrale doit-elle être indépendante ? » *Revue de l'OFCE*, n°54 (Juillet).
- [183] Tinel B. (2016). « Le fonctionnement des comptes d'opérations et leur rôle dans les relations entre la France et les pays africains ». Université Paris 1 Panthéon-Sorbonne, Centre d'Economie de la Sorbonne -Working Paper.
- [184] Tybout J. (1992). « Credit rationing and investment behavior in a developing country ». *The Review of Economics and Statistics*. Vol. 65, n°4, pp.598-607.
- [185] Villa P. (1993). « Règle, discrétion et régime de change en Europe ». *CEPII, document de travail* ; n°93-Vol.3.
- [186] Weber A. (1991). « EMS credibility, reputation and credibility in the European Monetary System ». *Economic Policy*, 1991 ; pp. 57-101.
- [187] Windmeijer F. (2005). « A finite sample correction for the variance of linear efficient two-step GMM estimators ». *Journal of Econometrics* ; n°126(1), pp.25-51.

Annexes

Annexe 1

La règle de Taylor originale³⁷

Depuis le début des années 90, plusieurs travaux économiques se sont développés pour montrer l'efficacité et la crédibilité des règles activistes. Parmi ces travaux de recherche, on cite principalement les travaux de Taylor (1993) qui ont pris naissance à l'introduction de la nouvelle règle de conduite de la politique monétaire dite : « règle de Taylor », et qui sont les premières utilisations économiques de la notion « règle activiste » de la politique monétaire. Ce domaine de recherche a connu par la suite d'autres investigations en cette matière, avec l'apparition d'autres recherches récentes pour consolider cette règle.

Présentation de la règle de Taylor

La règle de Taylor a été présentée par Taylor en (1993). Elle se situe dans une problématique de recherche qui vise la détermination d'une règle « activiste » de politique monétaire, ainsi que ses conduits d'insertion dans le processus de décision de la Banque Centrale. Pour certains économistes, elle se présente comme une alternative aux actions discrétionnaires des autorités monétaires. Elle n'est pas fixée en fonction d'une norme de croissance monétaire, mais ajustée par référence à l'évolution des variables endogènes. Sa simple formulation est une relation qui relie le taux d'intérêt à court terme contrôlé par la Banque Centrale, à l'inflation et à l'output gap. Pour les Etats-Unis entre 1987 et 1992, Taylor présente la règle suivante :

$$i_t = r + \pi_t + 0,5(\pi_t - \pi'_t) + 0,5y_t$$

Taylor constate que cette règle « hypothétique » très simple reproduit assez fidèlement l'évolution du taux des fonds fédéraux et suppose que la Banque Centrale réagit d'une façon équivalente à l'écart du taux d'inflation et au gap de production. Il attribue aux paramètres de réaction la même valeur 0,5 bien que ces coefficients pourraient se différer dans d'autres Pays.

Définition des variables

i_t : Le taux d'intérêt du fond fédéral directeur de trimestre t ;

r : Le taux d'intérêt réel annuel moyen ;

π_t : Le taux d'inflation de l'année prévu au trimestre t ;

π'_t : Le taux d'inflation cible ou la moyenne d'inflation ;

y_t : L'output gap ; qui est l'écart entre le PIB effectif et la PIB tendanciel ;

$\pi_t - \pi'_t$: L'output gap ; qui est l'écart entre le PIB effectif et la PIB tendanciel ;

Ainsi suivant cette règle de conduite, dont l'objectif est de maintenir la stabilité du niveau des prix et de l'output, les autorités monétaires doivent ajuster le niveau du taux d'intérêt à court terme chaque fois qu'il y a déviation de l'inflation et/ou l'output par rapport à leurs

37. D'après Brahmi et Zouari-Ghorbel (2013)

niveaux ciblés.

Y : Le PIB réel ;

Y^* : Le PIB tendanciel réel ou potentiel dont le taux de croissance est estimé au Etats-Unis à 2,2% par an entre (1984T1 et 1992T3) ;

Y_t : $100.(y - y')/y$ avec y_t : -log- du PIB potentiel ;

En se basant sur ces deux variables économiques l'équation initiale peut s'écrire comme suit :

$$\begin{aligned} i_t &= r + \pi_t + 0,5(\pi_t - \pi'_t) + 0,5(y_t - y'_t) \\ r_t &= r'_t + \pi'_t + 1,5\pi_t - 0,5\pi'_t + 0,5(y_t - y'_t) \\ r_t + (\pi_t - \pi'_t) &= r'_t + 1,5(\pi_t - \pi'_t) + 0,5(y_t - y'_t) \\ r_t + (\pi_t - \pi'_t) - (\pi_t - \pi_t) &= r'_t + 0,5(\pi_t - \pi'_t) + 0,5(y_t - y'_t) \\ \text{d'où : } r_t &= r'_t + 0,5(\pi_t - \pi'_t) + 0,5(y_t - y'_t) \end{aligned}$$

Cette équation traduit le niveau du taux d'intérêt ciblé de court terme déterminé sur la base de l'inflation gap, de l'output et du taux d'intérêt d'équilibre r'_t . Selon cette règle, quand l'inflation est égale à sa valeur cible de 2% et que le PIB atteint sa valeur tendancielle, le taux d'intérêt réel ou taux neutre (2%) est équivalent au taux de croissance tendanciel de l'économie (2,2% sur la période 1984-1992). Ainsi, l'équation initiale peut être exprimée de nouveau comme suit :

$$i_t = r + \pi_t + 0,5(\pi_t - \pi'_t) + 0,5y_t$$

Ainsi :

$$i_t = 2 + \pi_t + 0,5(\pi_t - 2) + 0,5y_t$$

A la Lumière de cette étude de la règle de Taylor (1993) avec son apport remarquable à l'économie en général, quelques faiblesses apparaissent tout de même et seront considérées comme un cadre de recherches pour autres études postérieurs comme Svensson (2000), Ball (1999), Goldman Sachs (1996) etc.

Les critiques de la règle de Taylor

Malgré l'apport - opérationnel et descriptif - de la règle de Taylor et son efficacité à représenter les comportements de la Banque Centrale américaine, quelques critiques s'adressent à cette Règle par divers auteurs en cette matière à savoir : La première critique à travers laquelle les coefficients des variables ($a_1 = a_2 = 0,5$) de l'équation initiale choisie par Taylor, qui reflètent les coefficients respectifs de l'inflation gap et l'output gap sont tenus sans aucune véritable justification. Seulement, Taylor montre que son choix basé sur le fait que le taux d'intérêt observé aux Etats-Unis est presque celui qui est calculé. Selon Taylor, cette équation traduit convenablement les directions de l'inflation et de l'output sur la base des coefficients algébriques et les données passées de l'économie américaine entre 1987 et 1992. Dans la perspective où ces règles

de conduite préservent leurs caractères normatifs et descriptifs, il a tenu à Taylor (1993) de démontrer que les directions suivies par l'inflation et l'output découlant du choix de ces coefficients qui sont égaux doivent être optimaux. La deuxième critique adressée par Goldman Sachs (1996), dans son rapport « The international Economic analyst ». A la règle initiale de Taylor (1993), il a montré que l'introduction d'une anticipation d'inflation, puisque l'inflation ciblée prend des taux variant selon les phases conjoncturelles, conduit donc à un rapprochement du comportement des Banques Centrales qui doivent par conséquent agir à titre préventif. De plus, pour décrire la politique de lissage des taux d'intérêt, Goldman Sachs (1996) a montré aussi que l'introduction des taux d'intérêts retardés (lissage du taux d'intérêt) permet de réduire la volatilité de l'inflation et de l'output et aussi des taux d'intérêt courants. Ainsi Levin, Wieland et Williams (1999) ont constatés que les règles qui sont peu sensibles à l'incertitude, englobent l'écart de l'inflation par rapport aux taux visés, l'écart de production et le taux d'intérêt retardé.

Taylor (1993) a ajouté que les règles simples, en particulier la règle de Taylor (1993), se comportent bien puisqu'elles sont moins sensibles à l'incertitude inhérente aux modèles que les règles complexes. Rudebusch et Svensson (1999) et Ball (1999) ont conclu que les règles qui incluent un terme de lissage des taux aboutissent donc à des résultats médiocres et même parfois instables dans les modèles à attentes adaptatives. Pour Hetzel (2000), à travers son apport sur la règle simple de Taylor, retire son doute de robustesse en avançant que ces règles simples cadrent tout naturellement avec les modèles où l'écart de production est au cœur du processus d'inflation ; puisqu'elles mettent l'accent sur le rôle de l'écart de production et de l'inflation observé. De même, Alvarez, Lucas et Weber (2001) ont conclu qu'une règle simple peut produire des résultats instables dans un modèle où les marchés financiers sont segmentés. Ces auteurs se mettent d'accord sur le fait que ces règles simples sont peu robustes en se référant aux marchés financiers et les nombres de frictions qui en découlent. Il faudrait donc être très prudent si on fait recours à une règle de Taylor par les autorités monétaires pour guider leurs décisions, puisque le bon modèle ne peut être connu avec certitude.

Annexe 2

Statistiques descriptives pour l'ensemble des variables de notre échantillon

Variable		Mean	Std. Dev.	Min	Max	Observations
ouv	overall	70.83543	51.25588	6.320343	531.7374	N = 835
	between		42.83044	40.3966	235.841	n = 22
	within		29.54572	-70.67202	366.7319	T-bar = 37.9545
mamo	overall	25.1705	12.81106	2.857408	80.79989	N = 825
	between		10.60107	10.95326	60.11364	n = 22
	within		7.485272	5.54775	86.58949	T-bar = 37.5
pib	overall	3.963214	8.386383	-36.69995	149.973	N = 836
	between		2.734114	.8188091	14.90085	n = 22
	within		7.949043	-33.55555	139.0353	T = 38
fbcf	overall	22.58277	19.66074	0	219.0694	N = 833
	between		14.78299	10.89	82.74515	n = 22
	within		13.3028	-49.3704	158.9071	T-bar = 37.8636
tcha	overall	131.2177	186.6425	48.96753	3444.639	N = 558
	between		53.11453	83.09952	333.2612	n = 22
	within		176.6707	-133.7299	3242.595	T-bar = 25.3636
caphum	overall	3.914508	1.545994	.0258	8.14097	N = 359
	between		1.11768	1.58068	5.827376	n = 22
	within		1.053376	.2188042	6.981508	T-bar = 16.3182
cpm	overall	.8174509	.2756408	0	1	N = 836
	between		.1148498	.5766593	.9720438	n = 22
	within		.2517376	-.1545928	1.240792	T = 38
devfi	overall	18.77516	23.45776	.4103563	160.1248	N = 783
	between		21.52389	2.603985	111.0847	n = 22
	within		9.661687	-38.34238	67.81523	T-bar = 35.5909
qipr	overall	5.104067	1.710113	1	7	N = 836
	between		1.163959	2.842105	6.973684	n = 22
	within		1.276605	1.946172	8.840909	T = 38

Source : Calculs des auteurs

Annexe 3

Test de corrélation pour l'ensemble des variables de notre échantillon

	ouv	mamo	pib	fbcf	tcha	caphum	cpm
ouv	1.0000						
mamo	-0.0669	1.0000					
pib	0.4105*	-0.0876*	1.0000				
fbcf	0.7759*	-0.0724*	0.4578*	1.0000			
tcha	-0.1581*	-0.0810	-0.1257*	-0.1168*	1.0000		
caphum	0.1635*	0.5738*	0.0046	0.1149*	-0.1390*	1.0000	
cpm	-0.0597	0.0247	-0.0630	-0.1840*	-0.1489*	-0.0483	1.0000
devfi	-0.0696	0.7655*	-0.0750*	-0.0304	-0.0691	0.4148*	-0.0637
qipr	0.2013*	-0.3544*	-0.0054	0.1132*	0.0621	-0.3602*	-0.1363*
	devfi	qipr					
devfi	1.0000						
qipr	-0.3401*	1.0000					

Source : Calculs des auteurs

Annexe 4

Test de normalité de Skewness/Kurtosis pour l'ensemble des variables de notre échantillon

Variable	Obs	Pr (Skewness)	Pr (Kurtosis)	joint	
				adj chi2 (2)	Prob>chi2
ouv	835	0.0000	0.0000	.	0.0000
mamo	825	0.0000	0.0000	.	0.0000
pib	836	0.0000	0.0000	.	0.0000
fbcf	833	0.0000	0.0000	.	0.0000
tcha	558	0.0000	0.0000	.	0.0000
caphum	359	0.0965	0.0036	10.21	0.0061
cpm	836	0.0000	0.0000	.	0.0000
devfi	783	0.0000	0.0000	.	0.0000
qipr	836	0.0000	0.0003	64.98	0.0000

Source : Calculs des auteurs

Annexe 5

Résultats de l'impact de la crédibilité de la politique monétaire sur la croissance économique pour l'ensemble de notre échantillon (22 pays)

Dynamic panel-data estimation, one-step difference GMM

Group variable: pays	Number of obs	=	765
Time variable : priode	Number of groups	=	22
Number of instruments = 544	Obs per group: min	=	29
Wald chi2(8) = 2273.03	avg	=	34.77
Prob > chi2 = 0.000	max	=	36

pib	Robust		z	P> z	[95% Conf. Interval]	
	Coef.	Std. Err.				
pib						
L1.	.1001251	.0500762	2.00	0.046	.0019776	.1982727
cpm	1.251827	1.593965	0.79	0.432	-1.872287	4.375941
caphum	-.1287111	.2130748	-0.60	0.546	-.54633	.2889079
ouv	.0802205	.021663	3.70	0.000	.0377617	.1226792
mamo	-.0549998	.0467641	-1.18	0.240	-.1466557	.0366561
fbcf	.1053506	.0343296	3.07	0.002	.0380659	.1726353
tcha	.0009285	.0033514	0.28	0.782	-.0056402	.0074971
devfi	-.0629569	.0485409	-1.30	0.195	-.1580953	.0321815

Instruments for first differences equation

Standard

D.(cpm caphum ouv mamo fbcf tcha devfi)

GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)

L(2/37).L.pib

Arellano-Bond test for AR(1) in first differences: z = -1.93 Pr > z = 0.054

Arellano-Bond test for AR(2) in first differences: z = -1.26 Pr > z = 0.209

Sargan test of overid. restrictions: chi2(536) = 593.72 Prob > chi2 = 0.042
(Not robust, but not weakened by many instruments.)

Hansen test of overid. restrictions: chi2(536) = 12.45 Prob > chi2 = 1.000
(Robust, but weakened by many instruments.)

Difference-in-Hansen tests of exogeneity of instrument subsets:

iv(cpm caphum ouv mamo fbcf tcha devfi)

Hansen test excluding group: chi2(529) = 13.47 Prob > chi2 = 1.000

Difference (null H = exogenous): chi2(7) = -1.02 Prob > chi2 = 1.000

Source : Calculs des auteurs

Annexe 6

Résultats de l'impact de la crédibilité de la politique monétaire sur la croissance économique pour l'ensemble la zone Franc CFA (14 pays)

Dynamic panel-data estimation, one-step difference GMM

Group variable: pays	Number of obs	=	491
Time variable : priode	Number of groups	=	14
Number of instruments = 402	Obs per group: min	=	31
Wald chi2(8) = 4949.04	avg	=	35.07
Prob > chi2 = 0.000	max	=	36

pib	Robust		z	P> z	[95% Conf. Interval]	
	Coef.	Std. Err.				
pib						
L1.	.0464111	.026559	1.75	0.081	-.0056436	.0984658
cpm	-.994887	1.611653	-0.62	0.537	-4.153669	2.163895
caphum	-.5056051	.2899127	-1.74	0.081	-1.073823	.0626133
ouv	.0913604	.0282108	3.24	0.001	.0360681	.1466526
mamo	-.0092631	.057705	-0.16	0.872	-.1223628	.1038366
fbcf	.0998862	.0467659	2.14	0.033	.0082268	.1915456
tcha	.0117618	.0072373	1.63	0.104	-.002423	.0259467
devfi	-.1978828	.0718139	-2.76	0.006	-.3386354	-.0571301

Instruments for first differences equation

Standard

D.(cpm caphum ouv mamo fbcf tcha devfi)

GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)

L(2/37).L.pib

Arellano-Bond test for AR(1) in first differences: z = -1.66 Pr > z = 0.097

Arellano-Bond test for AR(2) in first differences: z = -1.03 Pr > z = 0.305

Sargan test of overid. restrictions: chi2(394) = 402.66 Prob > chi2 = 0.371

(Not robust, but not weakened by many instruments.)

Hansen test of overid. restrictions: chi2(394) = 5.91 Prob > chi2 = 1.000

(Robust, but weakened by many instruments.)

Difference-in-Hansen tests of exogeneity of instrument subsets:

iv(cpm caphum ouv mamo fbcf tcha devfi)

Hansen test excluding group: chi2(387) = 5.19 Prob > chi2 = 1.000

Difference (null H = exogenous): chi2(7) = 0.72 Prob > chi2 = 0.998

.

Source : Calculs des auteurs

Annexe 7

Résultats de l'impact de la crédibilité de la politique monétaire sur la croissance économique pour les 08 pays hors zone Franc CFA de notre échantillon

Dynamic panel-data estimation, one-step difference GMM

Group variable: pays	Number of obs	=	257
Time variable : priode	Number of groups	=	8
Number of instruments = 236	Obs per group: min	=	16
Wald chi2(8) = 8152.94	avg	=	32.13
Prob > chi2 = 0.000	max	=	36

pib	Robust		z	P> z	[95% Conf. Interval]	
	Coef.	Std. Err.				
pib L1.	.3857359	.085589	4.51	0.000	.2179845	.5534873
cpm	1.711995	1.619768	1.06	0.291	-1.462692	4.886682
caphum	.2047272	.1212471	1.69	0.091	-.0329129	.4423672
ouv	.0420234	.0136259	3.08	0.002	.0153171	.0687298
mamo	-.0921693	.0408368	-2.26	0.024	-.172208	-.0121306
fbcf	-.0259477	.039426	-0.66	0.510	-.1032212	.0513259
tcha	.0009042	.0018314	0.49	0.622	-.0026853	.0044937
devfi	.0053952	.0296101	0.18	0.855	-.0526395	.0634299

Instruments for first differences equation

Standard

D.(cpm caphum ouv mamo fbcf tcha devfi)

GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)

L(2/37).L.pib

Arellano-Bond test for AR(1) in first differences: z = -1.96 Pr > z = 0.050

Arellano-Bond test for AR(2) in first differences: z = -1.43 Pr > z = 0.154

Sargan test of overid. restrictions: chi2(228) = 252.94 Prob > chi2 = 0.123
(Not robust, but not weakened by many instruments.)

Hansen test of overid. restrictions: chi2(228) = 0.00 Prob > chi2 = 1.000
(Robust, but weakened by many instruments.)

Difference-in-Hansen tests of exogeneity of instrument subsets:

iv(cpm caphum ouv mamo fbcf tcha devfi)

Hansen test excluding group: chi2(221) = 0.00 Prob > chi2 = 1.000

Difference (null H = exogenous): chi2(7) = 0.00 Prob > chi2 = 1.000

Source : Calculs des auteurs

Annexe 8

Résultats de la robustesse de l'impact de la qualité des institutions sur la croissance économique pour l'ensemble de notre échantillon (22 pays)

Dynamic panel-data estimation, one-step difference GMM

Group variable: pays	Number of obs	=	765
Time variable : priode	Number of groups	=	22
Number of instruments = 544	Obs per group: min	=	29
Wald chi2(8) = 2247.36	avg	=	34.77
Prob > chi2 = 0.000	max	=	36

pib	Robust		z	P> z	[95% Conf. Interval]	
	Coef.	Std. Err.				
pib						
L1.	.0991774	.0500365	1.98	0.047	.0011078	.1972471
qipr	-.8513908	.3394866	-2.51	0.012	-1.516772	-.1860094
caphum	-.2059191	.2309109	-0.89	0.373	-.6584962	.246658
ouv	.0832589	.0226362	3.68	0.000	.0388928	.1276251
mamo	-.0585684	.0479748	-1.22	0.222	-.1525972	.0354605
fbcf	.0971933	.0362866	2.68	0.007	.026073	.1683137
tcha	.0005374	.0032002	0.17	0.867	-.0057349	.0068097
devfi	-.0592494	.0499518	-1.19	0.236	-.1571531	.0386543

Instruments for first differences equation

Standard

D.(qipr caphum ouv mamo fbcf tcha devfi)

GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)

L(2/37).L.pib

Arellano-Bond test for AR(1) in first differences: z = -1.92 Pr > z = 0.054

Arellano-Bond test for AR(2) in first differences: z = -1.25 Pr > z = 0.210

Sargan test of overid. restrictions: chi2(536) = 585.56 Prob > chi2 = 0.068

(Not robust, but not weakened by many instruments.)

Hansen test of overid. restrictions: chi2(536) = 12.81 Prob > chi2 = 1.000

(Robust, but weakened by many instruments.)

Difference-in-Hansen tests of exogeneity of instrument subsets:

iv(qipr caphum ouv mamo fbcf tcha devfi)

Hansen test excluding group: chi2(529) = 14.27 Prob > chi2 = 1.000

Difference (null H = exogenous): chi2(7) = -1.45 Prob > chi2 = 1.000

Source : Calculs des auteurs

Annexe 9

Résultats de la robustesse de l'impact de la qualité des institutions sur la croissance économique pour l'ensemble de la zone Franc CFA (14 pays)

Dynamic panel-data estimation, one-step difference GMM

Group variable: pays	Number of obs	=	491
Time variable : priode	Number of groups	=	14
Number of instruments = 402	Obs per group: min	=	31
Wald chi2(8) = 6009.29	avg	=	35.07
Prob > chi2 = 0.000	max	=	36

pib	Robust		z	P> z	[95% Conf. Interval]	
	Coef.	Std. Err.				
pib						
L1.	.0380452	.0238587	1.59	0.111	-.008717	.0848073
qipr	-.6876084	.4999707	-1.38	0.169	-1.667533	.2923162
caphum	-.5830643	.2919525	-2.00	0.046	-1.155281	-.0108479
ouv	.0976193	.0280859	3.48	0.001	.0425719	.1526667
mamo	-.033229	.0616282	-0.54	0.590	-.1540182	.0875601
fbcf	.0909173	.0474861	1.91	0.056	-.0021537	.1839883
tcha	.0078882	.0074009	1.07	0.286	-.0066174	.0223938
devfi	-.1622052	.0704143	-2.30	0.021	-.3002147	-.0241958

Instruments for first differences equation

Standard

D.(qipr caphum ouv mamo fbcf tcha devfi)

GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)

L(2/37).L.pib

Arellano-Bond test for AR(1) in first differences: z = -1.65 Pr > z = 0.100

Arellano-Bond test for AR(2) in first differences: z = -1.07 Pr > z = 0.285

Sargan test of overid. restrictions: chi2(394) = 404.14 Prob > chi2 = 0.351

(Not robust, but not weakened by many instruments.)

Hansen test of overid. restrictions: chi2(394) = 2.95 Prob > chi2 = 1.000

(Robust, but weakened by many instruments.)

Difference-in-Hansen tests of exogeneity of instrument subsets:

iv(qipr caphum ouv mamo fbcf tcha devfi)

Hansen test excluding group: chi2(387) = 5.39 Prob > chi2 = 1.000

Difference (null H = exogenous): chi2(7) = -2.44 Prob > chi2 = 1.000

Source : Calculs des auteurs

Annexe 10

Résultats de la robustesse de l'impact de la qualité des institutions sur la croissance économique pour les 08 pays hors de la zone Franc CFA de notre échantillon

Dynamic panel-data estimation, one-step difference GMM

Group variable: pays	Number of obs	=	257
Time variable : priode	Number of groups	=	8
Number of instruments = 236	Obs per group: min	=	16
Wald chi2(8) = 4044.63	avg	=	32.13
Prob > chi2 = 0.000	max	=	36

pib	Robust		z	P> z	[95% Conf. Interval]	
	Coef.	Std. Err.				
pib						
L1.	.3817545	.085019	4.49	0.000	.2151203	.5483887
qipr	-.3996378	.201406	-1.98	0.047	-.7943862	-.0048893
caphum	.1715734	.1237439	1.39	0.166	-.0709602	.414107
ouv	.0339498	.0169777	2.00	0.046	.0006741	.0672255
mamo	-.099309	.0431444	-2.30	0.021	-.1838703	-.0147476
fbcf	-.0510162	.0466695	-1.09	0.274	-.1424868	.0404545
tcha	.0008263	.001753	0.47	0.637	-.0026095	.0042621
devfi	.0062934	.020201	0.31	0.755	-.0332998	.0458867

Instruments for first differences equation

Standard

D.(qipr caphum ouv mamo fbcf tcha devfi)

GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)

L(2/37).L.pib

Arellano-Bond test for AR(1) in first differences: z = -2.03 Pr > z = 0.042

Arellano-Bond test for AR(2) in first differences: z = -1.36 Pr > z = 0.174

Sargan test of overid. restrictions: chi2(228) = 249.49 Prob > chi2 = 0.157

(Not robust, but not weakened by many instruments.)

Hansen test of overid. restrictions: chi2(228) = 0.00 Prob > chi2 = 1.000

(Robust, but weakened by many instruments.)

Difference-in-Hansen tests of exogeneity of instrument subsets:

iv(qipr caphum ouv mamo fbcf tcha devfi)

Hansen test excluding group: chi2(221) = 0.00 Prob > chi2 = 1.000

Difference (null H = exogenous): chi2(7) = 0.00 Prob > chi2 = 1.000

Source : Calculs des auteurs