



Munich Personal RePEc Archive

# **Coordination of Monetary Policies and Economic Growth in the DRC: Role of Governance**

Kaninda, Aristote

Université Pédagogique Nationale

12 January 2021

Online at <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/105264/>  
MPRA Paper No. 105264, posted 12 Jan 2021 07:44 UTC

# Coordination des politiques monétaires et croissance économique en RDC : rôle de la gouvernance

Par

Aristote Kaninda<sup>1</sup>,  
Université Pédagogique Nationale,  
Kinshasa/RDC

## Résumé

En RDC, la croissance économique reste influencée inefficacement par les dynamiques de multiples facteurs de politiques monétaires. Compte tenu de cela, une tentative est faite dans cet article, examinant le rôle que la qualité de la gouvernance pourrait jouer dans la relation entre politique monétaire et croissance économique dans ce pays durant la période 1988-2018. En développant une analyse économétrique utilisant le modèle à correction d'erreur, il est révélé que la qualité de la gouvernance joue un rôle majeur dans la coordination des politiques monétaires et cela impacte positivement la croissance économique de la RDC. De ce fait, les autorités gouvernementales doivent reformer leurs stratégies d'intervention, ils doivent travailler dans le but de promouvoir un développement harmonieux des activités économiques par le rapprochement progressif des politiques économiques.

**Mots clés :** Politique Monétaire, qualité de la gouvernance, masse monétaire, séries chronologiques, coïntégration, modèle à correction d'erreur et croissance économique.

JEL : C32, E42, O11, O55

## Abstract

In DRC, economic growth remains ineffectively influenced by the dynamics of multiple monetary policy factors. In view of this, an attempt is made in this article, examining the role that the quality of governance could play in the relationship between monetary policy and economic growth in this country during the period 1988-2018. By developing an econometric analysis using the error correction model, it is revealed that the quality of governance plays a major role in the coordination of monetary policies and this positively impacts the economic growth of the DRC. As a result, government authorities must reform their intervention strategies; they must work with the aim of promoting a harmonious development of economic activities through the gradual approximation of economic policies.

**Keywords:** Monetary Policy, quality of governance, money supply, time series, cointegration, error correction model and economic growth.

JEL : C32, E42, O11, O55

---

<sup>1</sup> Chercheur à l'Université Pédagogique Nationale, Faculté des Sciences Economiques et Gestion. [aristotekaninda@gmail.com](mailto:aristotekaninda@gmail.com)

## 1. Introduction

Les études effectuées dans le domaine des sciences économiques, analysant les effets de la politique monétaire sur la croissance économique en RDC, concluent sur l'existence d'une relation négative entre les indicateurs majeurs de la politique monétaire et la croissance économique (Bahati, R. 2010 ; Lwango, 2013 ; Komolo, B. 2017 ; Bikai et Essiane, 2018). Notons que dans l'analyse macroéconomique contemporaine, il est constaté l'émergence d'un consensus sur l'impact majeur de la monnaie et de la politique monétaire sur l'activité économique. Ainsi, les débats portant sur la théorie néoclassique de la croissance (Solow, 1956) et depuis les publications des articles approfondissant l'analyse Keynésienne vers les années 1950 et 1960, ont conclu sur l'existence des effets importants de la monnaie sur l'activité économique, ce qui veut dire que la politique monétaire est un moyen par lequel les autorités monétaires devraient agir sur l'offre de monnaie nécessaire dans le but de stimuler la croissance d'un pays, cet objectif s'avère irréalisable en RDC.

C'est ainsi, cet article se fait une réponse aux préoccupations des économistes sur comment consolider la coordination des politiques monétaires en RDC, pour que celles-ci arrivent à relancer la croissance économique du pays.

Dans cette optique, nous proposons une investigation empirique du rôle de la qualité de la gouvernance dans la relation entre politique monétaire et croissance économique en RDC, car selon les affirmations de la Banque Mondiale, la gouvernance est l'exercice par lequel l'autorité économique, politique et administrative gère les affaires de l'Etat. Dans le rapport sur le développement dans le monde 2017 : la gouvernance et la loi (Banque Mondiale, 2017) il est noté que la répartition inégale du pouvoir dans une société donnée a des effets néfastes sur l'efficacité des politiques. Ainsi, lorsque les politiques échouent à donner les résultats escomptés aux attentes de la population, la faute est généralement attribuée aux institutions. Cependant, les pays et les bailleurs de fonds doivent avoir une vision plus large de l'amélioration de la gouvernance pour garantir le succès des politiques. Cette gouvernance une fois améliorée, elle définit le processus d'interaction par lequel les acteurs étatiques et non étatiques conçoivent et appliquent les politiques publiques dans le but de consolider la gestion de la chose publique. En effet, l'analyse économique prouve que la gouvernance influence la croissance économique des Etats par l'intermédiaire des facteurs tels que le respect des droits de propriété, la définition des bonnes politiques réglementaires, la stabilité politique et économique (North, 1990; Mauro, 1995; Knack et Keefer, 1997).

Afin d'atteindre cet objectif, nous nous sommes servis de l'économétrie des séries chronologiques pour mettre en exergue les spécificités temporelles des phénomènes de croissance. Cependant, nous avons estimé l'équation de la croissance économique émanant du modèle de croissance de Barro et qui a été utilisée par Arellano et Bond (1991) puis Beck, Levine et Loayza (1999) en appliquant le Modèle à Correction des Erreurs (MCE) couvrant la période 1988-2018.

L'article est structuré de la manière suivante après cette introduction : la seconde section présente la revue de littérature sur la thématique analysée, la troisième section fait une esquisse méthodologique et présente les données de l'analyse, tandis que la quatrième section analyse les résultats et tire les enseignements, afin la cinquième conclut.

## **2. Revue de la littérature**

### **2.1. Politique monétaire et croissance économique : brève synthèse de la littérature**

Les études précédentes qui ont été menées en rapport avec la thématique analysée dans cet article font ressortir un arsenal de débats sur l'impact de la politique monétaire sur la croissance économique. En effet, Berthélemy et Varoudakis (1998), ces auteurs ont étudié cette thématique en utilisant la spécification longitudinale, c'est-à-dire les données de panel pour mesurer l'effet du système financier sur la croissance économique. Dans leur modèle, ils n'ont pris en compte qu'une variable faisant référence à l'activité bancaire, à savoir, la monnaie ou soit quasi monnaie (M2).

Fouda (2013), en utilisant l'approche en données de panel, il a trouvé que la politique monétaire axée sur le rôle joué par les agrégats nominaux de monnaie et de crédit a une influence positive et significative sur la croissance économique en zone CEMAC. En outre, Kahn et Knight (1991), en cherchant à mettre en phase le contexte des programmes de stabilisation macroéconomique dans les pays en développement, ils ont élaboré un modèle macro-économétrique à partir duquel les effets de la politique monétaire sur le secteur réel peuvent être appréhendés. Il ressort de leurs travaux que les déséquilibres sur le marché de la monnaie expliquent plutôt les variations du taux d'inflation.

Bernard (2000), dans son étude sur cette thématique, il a adopté une optique purement Keynésienne en appliquant l'approche en données de panel. Les résultats issus de son étude restent toutefois mitigés, puisqu'il reste vague sur l'impact des variables monétaires sur la croissance économique. En outre dans son échantillon, le sous-échantillon des pays en voie de développement est trop faible par rapport à celui des pays de l'OCDE. Ondo (2005), sur un échantillon des pays de la zone CEMAC, il a utilisé un modèle de panel. Dans son étude il montre que la politique monétaire a des effets expansionnistes sur l'activité économique contrairement à la politique budgétaire validant ainsi l'existence d'effets anti-keynésiens en zone CEMAC.

Dans leur article « Lack of Credibility, Inflation Persistence and Disinflation in Colombia », Gonzalez et Franz (2011), montrent de manière théorique et pratique à travers la mise en exergue de l'évidence empirique pour la banque centrale d'être transparente et crédible, qu'au fur et à mesure que la crédibilité augmente, les coûts de désinflation chutent. Dans la recherche d'une politique monétaire crédible, Stella

(2005) pense que l'on devrait mettre davantage l'accent sur l'indépendance financière de la Banque centrale.

Le développement du modèle économique connu sous le nom du modèle de **St. LOUIS**, par Andersen et Carlson (1970), montre que l'impact de politique monétaire est plus important, plus rapide et plus prévisible que celui de la politique budgétaire. De plus, dans une version ultérieure du modèle de St. LOUIS, une spécification en termes de taux de croissance a été utilisée avec des données trimestrielles des Etats-Unis sur la période 1953 à 1976, les résultats montrent que les effets de l'offre de monnaie sont significatifs et positifs sur l'activité.

Bernanke et Mihov (1998) utilisant un VAR semi structurel pour évaluer et mesurer les effets des chocs de politique monétaire sur l'activité économique aboutissent à la conclusion que le taux d'intérêt du marché interbancaire est un meilleur indicateur de la politique monétaire que la masse monétaire et qu'il est difficile d'avoir un indicateur unanime pour évaluer la politique monétaire.

Bruneau et De Bandt (1998) discutant de l'intérêt et des limites de la modélisation VAR structurel, font une application à la politique monétaire de la France et trouvent que la politique monétaire a des effets significatifs sur l'activité : un choc monétaire restrictif entraîne une baisse du produit réel.

Bahati (2010), dans son mémoire de fin d'étude intitulé « l'incidence de la politique monétaire sur la croissance économique en RDC, utilisant une spécificité en séries chronologique d'une période allant de 1997 à 2010, il a conclu que « en RDC l'inflation n'a pas été un phénomène à géométrie variable importé de l'extérieur : elle est essentiellement due au recours incontrôlé de l'émission de la monnaie en vue du financement des dépenses publiques (rémunération des fonctionnaires de l'Etat, investissements publics des prestiges...), cette politique est en grande partie responsable des déséquilibres actuels du système financier congolais ».

La mise en exergue de la modélisation VAR sur un échantillon de données en séries chronologiques de 2002 à 2016, Komolo (2017) trouve une forte corrélation positive entre le taux directeur de la Banque Centrale du Congo et le taux des banques commerciales. Il trouve en outre l'absence de lien causal entre le taux directeur de la BCC et l'investissement. Par ailleurs, l'auteur montre l'existence d'une corrélation positivement faible entre l'investissement et la croissance économique et l'inexistence d'un lien causal entre ces deux variables. Pour l'auteur : « la croissance économique en RDC n'est pas propulsée. Le secteur bancaire ne facilite pas l'octroi du crédit pour permettre de financer les investissements productifs ». Il s'ensuit à dire que « Le canal traditionnel du taux d'intérêt demande à être restauré car la transmission des impulsions de la politique monétaire via le taux directeur n'est pas efficace vu qu'elle n'atteint pas la croissance économique. Il s'observe une interruption au niveau des banques commerciales à cause de leurs taux débiteurs prohibitifs. Cette transmission

est inefficace sur la sphère réelle car elle ne favorise pas le crédit pour financer l'investissement afin de propulser la croissance économique ».

Les résultats de l'analyse empirique (MCE) issus de l'étude sur l'efficacité de la Politique Monétaire de la Banque Centrale du Congo, les économistes de la BCC (2014) révèlent que le taux directeur de cette institution a un effet réduit sur l'inflation. Ils poursuivent en disant que cet effet réduit est dû par une forte dollarisation qui caractérise l'économie nationale et cela oblige les opérateurs économiques d'exprimer leurs besoins en devises.

## **2.2. Qualité de la gouvernance et croissance économique : brève synthèse de la littérature**

Les recherches portant sur l'influence de la gouvernance sur la croissance économique font actualité en Afrique. Déjà en 1989, la banque mondiale dans un rapport sur l'Afrique a affirmé que les problèmes de développement en Afrique sont dus à une crise de gouvernance (Ziadi, 2014). Qui dit crise de gouvernance, fait allusion à l'instabilité politique, mauvaises institutions, taux élevé de la corruption etc... Or, Harcamalari et al (2018) souligne, qu'un environnement politique instable réduit l'investissement et la vitesse du développement économique en créant de l'incertitude dans un pays. En outre, Alesina et al (1996 :4) affirment que les investisseurs étrangers qui prêtent attention à un environnement politique stable choisissent d'investir dans des pays avec moins d'incertitude politique sur les droits de propriété.

En effet, la RDC fait partie des pays Africains dont la crise de gouvernance ralentit son épanouissement économique, c'est ainsi dans cet article, nous trouvons un impact négatif de la qualité de la gouvernance sur la croissance économique en RDC.

Campos et Nugent (2002), en examinant l'existence de la relation causale entre l'instabilité politique et croissance économique dans 98 pays en développement couvrant la période 1960-1995, dégagent une relation significativement négative entre l'instabilité politique et croissance économique en Afrique Subsaharienne.

Darby et al. (2004), étudient empiriquement le lien entre l'instabilité politique et la croissance économique en utilisant un ensemble de données politiques pour estimer les régressions par panel pour 13 pays européens de l'OCDE sur la période 1960-1995. Les résultats tirés des analyses empiriques confirment une forte corrélation entre une instabilité politique accrue et la réduction des investissements publics en proportion des dépenses budgétaires totales.

Aisen et Veiga (2013) étudient empiriquement les effets de la gouvernance sur la croissance économique en utilisant des données de panel pour 169 pays. L'échantillon couvre des périodes de 5 ans de 1960 à 2004. Les résultats empiriques obtenus à partir de l'estimateur système-GMM pour les modèles de données de panel dynamiques linéaires indiquent que des degrés plus élevés d'instabilité politique sont associés à des

taux de croissance plus faibles du PIB par habitant. En outre, les résultats indiquent que l'instabilité politique affecte négativement la croissance économique en raison de ses effets négatifs sur la croissance de la productivité totale des facteurs et en décourageant l'accumulation de capital physique et humain.

### **3. Cadre méthodologique et données de l'étude**

#### **3.1. Présentation du modèle**

Le modèle empirique à estimer s'inspire du modèle de croissance de Barro (1991) qui fut utilisée par Arellano et Bond (1991) puis Beck, Levine et Loayza (1999), ainsi que Fouda (2013). Nous avons élargi le modèle de ce dernier auteur en intégrant les indicateurs de la gouvernance et de la politique monétaire.

Nous appliquons donc à notre équation de croissance le Modèle à Correction d'Erreur (MCE) en série chronologique.

Considérons l'équation suivante :

$$y_t + y_{t-1} = (\alpha - 1)y_{t-1} + \beta'x_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

Avec  $Y$  le taux de croissance du PIB par habitant,  $X$  l'ensemble de variables explicatives,  $\varepsilon$  le terme d'erreur.

En réécrivant l'équation (1) on a :

$$y_t = \alpha + \beta'x_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

#### **3.2. Données et variables**

Les données utilisées pour réaliser cette partie empirique, sont tirées de la base des données de la Banque Mondiale 2019 (WDI : World Development Indicators), du Fond Monétaire international (FMI), de la base des données « International Country Risk Guide (ICRG) » et de la base des données « Global Financial Development Database (GFDD) »

Les variables choisies en suivant la spécification ci-dessus, sont :

- La variable dépendante est la croissance économique, dont l'indicateur est le taux de croissance annuel du produit intérieur brut (PIB), cette variable est tirée de WDI.

Et les variables indépendantes sont les suivantes :

**Les variables d'intérêt sont :**

- La masse monétaire au sens large (M2), avec pour indicateur la masse monétaire en pourcentage du PIB. C'est la variable qui prend en compte les effets de la

politique monétaire à travers l'offre de monnaie sur la croissance économique, elle est tirée de WDI.

- La qualité de la gouvernance (QUALGOUV), elle est obtenue de l'ICRG (International Country Risk Guide). Nous l'avons mesuré en faisant la moyenne arithmétique des variables de l'ICRG à savoir : « la Corruption, Loi et Ordre, Qualité de la Bureaucratie et la stabilité Gouvernementale ». Notons que, l'agrégat de l'indice de la qualité de la gouvernance est compris entre 0 et 100, grande valeur de cette inde est synonyme de la bonne gouvernance et la petite valeur signifie mauvaise gouvernance.

**Les variables de contrôle sont :**

- La dette publique dont l'indicateur est la dette publique en pourcentage du PIB. Cette variable permet de capter l'influence de l'endettement du gouvernement sur l'activité économique. C'est une variable importante vu le rôle et le poids de l'Etat dans les économies en développement de façon générale et dans celle de la RDC en particulier. (DETPUB) est tirée de WDI.
- Les réserves (y compris l'or) qui ont pour indicateur le taux de croissance annuel du total des réserves (RESERV). Cette variable permet de tenir compte des effets des avoirs extérieurs des Etats sur l'évolution de l'activité économique. En outre les réserves permettent à la Banque Centrale de garantir la stabilité externe de la monnaie, source WDI.
- Le crédit domestique fourni par le secteur bancaire dont l'indicateur est le pourcentage du crédit domestique dans le PIB (CREDIT). C'est une variable qui permet d'apprécier le poids du crédit distribué par le secteur bancaire dans l'évolution du PIB. Cette variable est tirée de GFDD.
- Les exportations qui ont pour indicateur le ratio des exportations de biens et services (EXP) par rapport au PIB (tirée de WDI). L'économie de la RDC étant fortement dépendante de ses exportations (surtout minières) qui ont un effet positif sur la croissance économique. C'est ainsi qu'il est éminemment important d'inclure cette variable dans notre modèle.
- L'investissement privé dont l'indicateur la formation brute du capital fixe en rapport du PIB (INVEST). C'est une variable clef de la croissance économique puisque c'est par elle que transitent les impulsions de la politique économique pour atteindre la production, elle doit avoir un fort effet positif sur cette dernière.
- L'inflation (INF), dont l'indicateur est l'indice des prix à la consommation, nous l'avons tiré de la WDI.

Ainsi, le modèle à estimer s'écrit sous la forme suivante :

$$\begin{aligned}
 PIB_t = & \beta_0 + \beta_1 QUALGOUV_t + \beta_2 M2_t + \beta_3 QUALGOUV_t * M2_t + \beta_4 DETPUB_t \\
 & + \beta_5 RESERV_t + \beta_6 CREDIT_t + \beta_7 EXP_t + \beta_8 INVEST_t + \beta_9 INF_t \\
 & + \varepsilon_t
 \end{aligned}
 \tag{3}$$

#### 4. Estimation du modèle de l'étude (VECM) ou (MCE)

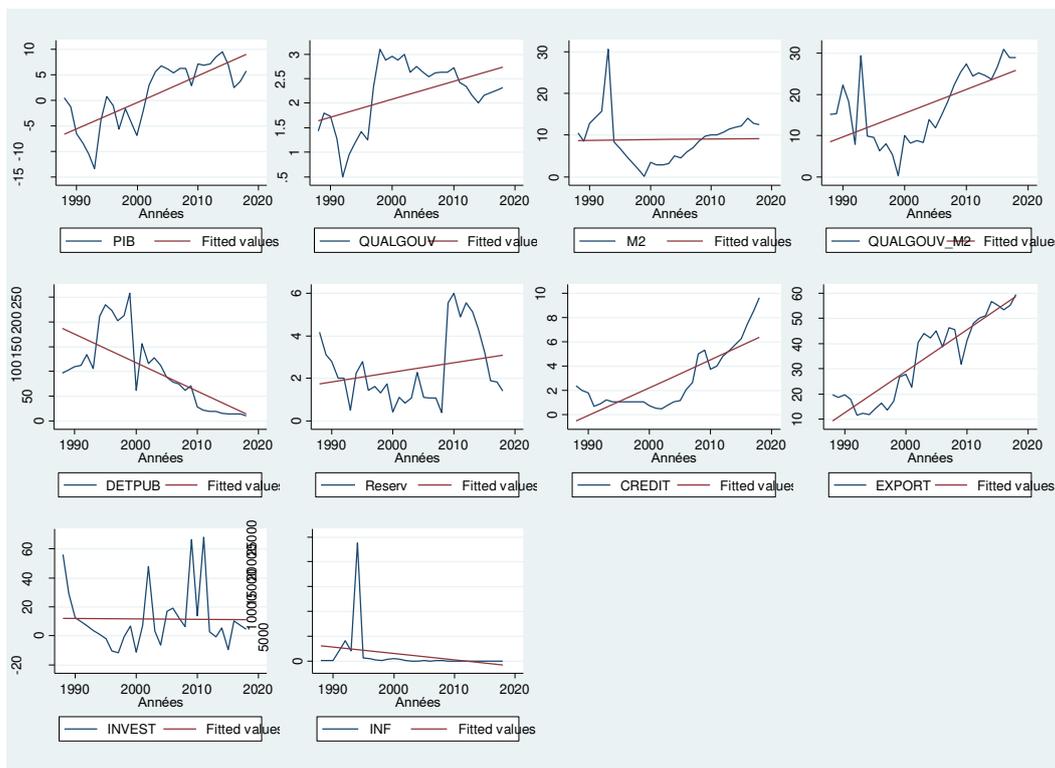
Rappelons que la méthodologie retenue pour estimer le modèle à correction d'erreur pour notre étude est celle mise en œuvre par Engle et Granger, cette méthodologie s'exécute en quatre étapes comme suit:

- Etude de la stationnarité des variables.
- Etude de la cointégration ;
- Estimation de la relation de long terme ;
- Estimation et validation du modèle VECM (relation de court terme).

##### 4.1. Résultats du test de Dickey-Fuller Augmenté et détection de la relation de cointégration des variables

Ce test nous permet d'étudier les caractéristiques de nos séries et d'en déterminer l'ordre d'intégration. La pertinence de ce test, comme suggère la théorie économétrique avant tout traitement des séries chronologiques, est de vérifier l'état stationnaire des variables pour éviter d'avoir les résultats fallacieux lors des estimations. Les résultats après les différents tests de stationnarité exécutés en utilisant la statistique d'ADF sont résumés dans la figure (1) ci-dessous et au tableau (5) aux annexes.

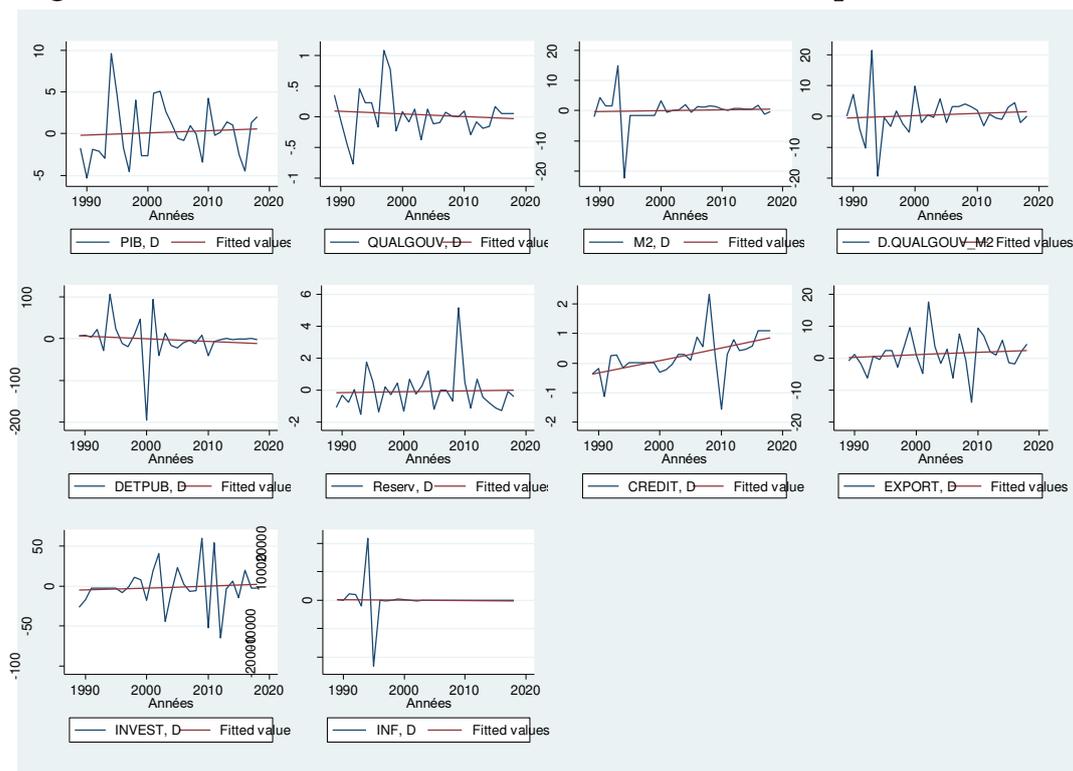
Figure 1. Etat non stationnaires des variables en niveau



Source : Auteur à l'aide de logiciel stat 14.2

La figure (1), résume l'état non stationnaire de nos variables en niveau. En effet, dans cette figure, nous remarquons que les tendances de tous nos dix graphiques ne fluctuent pas autour de leurs moyennes, signe de la non stationnarité des variables en niveau. Pour s'assurer de cet état, nous sommes allés plus loin en exécutant le test de la racine unitaire de ADF sur nos dix séries (PIB, QUALGOUV, M2, QUALGOUV\*M2, DETPUB, RESERVE, CREDIT, EXPORT, INVEST et INF). Il ressort de ce test que les statistiques d'ADF sont toutes inférieures en valeur absolue aux valeurs critiques prédéterminées au seuil de 5%, ainsi nous affirmons donc, nos séries ne sont pas stationnaires en niveau. Ces résultats sont présentés à la première partie du tableau (5) aux annexes. L'ordre d'intégration de nos variables sont déterminer en rendant les séries stationnaires, c'est-à-dire en poursuivant l'analyse par l'exécution de la statistique d'ADF en différence première, les résultats de cette dernière sont repris dans la deuxième partie du tableau (5) aux annexes.

**Figure 2. Etats stationnaires des variables en différence première**



Source : Auteur à l'aide de logiciel stat 14.2

La figure (2) présente les graphiques des séries après avoir été rendues stationnaires en différence première. Nous constatons à cet effet, les tendances de tous les graphiques de la figure fluctuent autour de leurs moyennes. De surcroit, les statistiques ADF sont supérieures en valeur absolue aux valeurs critiques prédéterminées au seuil de 5% pour toutes les séries et leurs probabilités critiques associées sont toutes inférieures à 5%. Cependant, nous concluons donc que nos variables sont toutes stationnaires en différence première, ainsi leur ordre

d'intégration est donc 1. Par conséquent, nous soupçonnons d'une éventuelle existence de la relation de cointégration des variables de l'étude.

#### 4.2. Test de cointégration

Les tests de cointégration les plus utilisés dans l'analyse économétrique sont ceux de **Johansen** et d'Engle et Granger (1987). Pour notre étude, nous adoptons celui d'Engle et Granger dont l'exécution se fait à deux étapes :

##### Etape 1 : Estimation de la relation de long terme

**Tableau 1. Résultat de l'estimation de la relation de long terme**

La variable dépendante est le PIB

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
VARIABLES	PIB	PIB	PIB	PIB	PIB
QUALGOUV	<b>5.232**</b> (1.919)		0.286 (1.094)		<b>-3.151**</b> (1.460)
M2	0.103 (0.221)			<b>-0.224*</b> (0.126)	<b>-0.757***</b> (0.247)
QUALGOUV*M2					0.441** (0.208)
DETPUB		<b>0.0348**</b> (0.0125)	<b>0.0336**</b> (0.0136)	0.0169 (0.0157)	0.0273 (0.0161)
Reserv		<b>1.180***</b> (0.358)	<b>1.188***</b> (0.366)	<b>1.113***</b> (0.345)	<b>0.715*</b> (0.358)
CREDIT		-0.408 (0.328)	-0.382 (0.350)	-0.189 (0.338)	<b>-0.734*</b> (0.398)
EXPORT		<b>0.465***</b> (0.0572)	<b>0.453***</b> (0.0749)	<b>0.380***</b> (0.0728)	<b>0.410***</b> (0.0692)
INVEST		0.0229 (0.0270)	0.0215 (0.0280)	0.0161 (0.0261)	0.0219 (0.0243)
INF		5.66e-06 (0.000128)	1.65e-05 (0.000137)	3.52e-05 (0.000124)	-3.21e-05 (0.000120)
Constant	-11.21* (5.738)	-20.09*** (3.148)	-20.28*** (3.287)	-13.84*** (4.637)	-9.268 (5.558)
Observations	31	31	31	31	31
R-squared	0.264	0.838	0.839	0.858	0.889
F-test	5.033	20.75	17.10	19.83	18.76
Prob > F	0.0136	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000

Standard errors in parentheses  
\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

Source : Auteur à l'aide de logiciel stat 14.2

##### ▪ Etape 2 : Test de stationnarité sur le résidu du modèle de long terme

Il nous revient à ce stade de faire le test de stationnarité sur le résidu issu de la relation de long terme afin de conclure qu'il existe bel et bien une relation de cointégration entre les variables. (Le résultat du test est repris dans le tableau ci-dessus)

**Tableau 2. Résumé du résultat du test de stationnarité sur le résidu issu de l'équation à long terme**

Variable	ADF	Valeur critique à 5%	Probabilité ADF	Conclusion
Résidu de l'estimation	-4.716	-2.986	0.0001	Stationnaire

Source : Auteur à l'aide de logiciel stata 14.2

La probabilité critique (0.0001) est inférieure à 0,05 alors le résidu est stationnaire en niveau (I(0)). Sur ce, nous concluons ainsi qu'il y a bien cointégration entre les variables du modèle.

Partant des résultats fournis par l'analyse de cointégration, nous pouvons à présent utiliser la représentation à correction d'erreur (MCE).

### 4.3. Le modèle à correction d'erreur (MCE)

**Tableau 3. Résultat de l'estimation du MCE**

**La variable dépendante est le PIB**

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
VARIABLES	D.PIB	D.PIB	D.PIB	D.PIB	D.PIB
D.QUALGOUV	0.554 (1.545)		1.762 (1.493)		-1.188 (1.685)
D.M2	<b>-0.411***</b> (0.103)			<b>-0.332***</b> (0.115)	<b>-0.742***</b> (0.237)
D.QUALGOUV*M2					<b>0.397*</b> (0.195)
D.DETPUB		<b>0.0299**</b> (0.0116)	<b>0.0322**</b> (0.0117)	0.0171 (0.0110)	<b>0.0309**</b> (0.0120)
D.Reserv		<b>1.125**</b> (0.474)	<b>1.124**</b> (0.470)	<b>0.851*</b> (0.422)	<b>0.731*</b> (0.400)
D.CREDIT		0.149 (0.743)	0.197 (0.737)	0.298 (0.646)	0.0540 (0.619)
D.EXPORT		<b>0.393***</b> (0.102)	<b>0.400***</b> (0.101)	<b>0.335***</b> (0.0905)	<b>0.363***</b> (0.0857)
D.INVEST		-0.00523 (0.0198)	-0.00391 (0.0197)	-0.00248 (0.0172)	0.00891 (0.0170)
D.INF		5.16e-05 (8.64e-05)	5.68e-05 (8.57e-05)	-7.41e-05 (8.66e-05)	-9.61e-05 (8.33e-05)
L.u	-0.358 (0.262)	<b>-0.638**</b> (0.273)	<b>-0.723**</b> (0.280)	<b>-0.660**</b> (0.236)	<b>-0.911***</b> (0.249)
Constant	0.184 (0.516)	-0.206 (0.546)	-0.271 (0.544)	-0.201 (0.473)	-0.256 (0.445)
Observations	30	30	30	30	30
R-squared	0.389	0.529	0.559	0.663	0.733
F-test	5.510	3.534	3.321	5.154	5.205
Prob > F	0.00458	0.0107	0.0130	0.00120	0.00102

Standard errors in parentheses\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

Source : Auteur à l'aide de logiciel stat 14.2

La représentation du modèle à correction des erreurs que nous venons d'estimer pour le cas de notre étude est cohérent, cela se justifie du fait que, le coefficient du résidu retardé qui représente la force de rappel vers l'équilibre de long terme, est négatif (-0,911) et est statistiquement significatif au seuil de 1%. En outre, sa valeur se situe à l'intervalle de -1 à 0.

Nous allons à présent, effectuer les tests de validation du modèle estimé. Parmi ces tests, nous avons : le test de normalité des erreurs, d'homoscédasticité, d'absence d'autocorrélation des erreurs et le test de la stabilité du modèle.

#### ▪ **Test de normalité**

Le test de normalité effectué est celui de Jarque-Bera (1984). Nous notons que les résidus sont normalement distribués. En effet, la probabilité critique associée à la statistique J-B (0.1214) est supérieure à 5%. Les détails concernant ce test sont à l'annexe tableau n°6.

#### ▪ **Test d'absence d'hétéroscédasticité de Breusch-Pagan**

Le test d'absence d'hétéroscédasticité des erreurs de Breusch-Pagan est fait après avoir estimé les paramètres par les MCO. Le résultat du test montre que la probabilité de la statistique de Fischer (0.9382) est supérieure à 5%. Il existe donc l'absence d'hétéroscédasticité, par conséquent, les erreurs sont donc homoscédastiques. (Voir l'annexe tableau 8).

#### ▪ **Test d'autocorrélation des erreurs**

Pour vérifier si les erreurs sont autocorrélées ou non, nous allons réaliser le test de Breusch-Godfrey. La probabilité de la statistique de chi-carré (0.7316) étant supérieure à 5%, nous concluons que les erreurs ne sont pas autocorrélées. Le résultat du test figure à l'annexe tableau 7.

#### ▪ **Test de stabilité du modèle**

La stabilité du modèle à correction d'erreur est testée au moyen du test de CUSUM. Il révèle que notre modèle est stable, car la courbe ne coupe pas le corridor et reste à l'intérieur du seuil de confiance (détail est aux annexes figure 3)

#### ▪ **Test de significativité**

Le test de significativité est issu de l'estimation du modèle de long terme et celui du court terme. Ils sont estimés par les MCO et nous pouvons tirer les conclusions suivantes :

- A long terme, les variables : Qualité de la gouvernance, Masse monétaire, réserves, les crédits et les exportations sont significatives à 1%, 5% et 10%;

- A court terme, quatre variables (Dettes publiques, Masse monétaire, les Réserves et les Exportation) sur le dix sont significatives au seuil de 1% 5% et 10%.
- Le modèle est globalement significatif car la probabilité de la statistique de Fischer est égale à 0.00102 ce qui est inférieure à 5%.

Les différents tests de validation du modèle présentés aux annexes et les tests de significativités nous amènent à conclure que le modèle estimé est valide et est globalement significatif. Cependant, les signes attendus des coefficients estimés des variables explicatives, sont présentés au tableau ci-dessous qui confronte les signes attendus des variables eu égard à la théorie économique aux signes obtenus suite à l'estimation des paramètres de notre modèle.

**Tableau 4. Signes attendus et Signes obtenus**

Variables	Signes attendus	Signes obtenus
QUALGOUV	+	-
M2	+	-
QUALGOUV* M2	+	+
DETPUB	-	+
RESERV	-	+
CREDIT	+	-/+
EXPORT	+	+
INVEST	+	+
INFL	-	-

Source : Auteur

#### **4.4. Interprétation des résultats et renseignement**

Les résultats de l'estimation indiquent que la croissance économique est expliquée à 88,9% par les variables du modèle. La qualité de la gouvernance, les dettes publiques, la masse monétaires, les réserves, les crédits et les exportations expliquent significativement la croissance économique, en revanche, l'investissement et l'inflation n'expliquent pas la croissance significativement en RDC.

Ces résultats obtenus nous ont permis de faire des interprétations à la lumière de la littérature et de la théorie économique.

L'estimation du modèle montre que la masse monétaire impacte négativement et significativement la croissance à long terme et à court terme au seuil de 1%. Cela implique qu'une augmentation de 10% de la masse monétaire entraîne une régression significative de la croissance économique de 7,6% à long terme et à 7,4% à court terme. Ce résultat va au même sens que celui de Fouda (2013) et de King (2000), dont ce dernier aboutit à une existence de la corrélation entre croissance de la quantité de monnaie et inflation, mais une absence de relation entre croissance monétaire et croissance du PIB réel. Par contre, le résultat contredit les affirmations de Romer (1986), qui souligne qu'une politique monétaire restrictive déprime l'activité économique.

De même, l'indice de la qualité de la gouvernance présente une influence négatif sur la croissance, cet impact négatif est très significatif à long terme comme à court terme comme l'indiquent les tableaux 1 et 3. En effet, la croissance d'1% de l'indice de la qualité de la gouvernance à long terme et à court terme exerce une réduction significative de la croissance économique de 3,2% et 1.2%. Ceci résulte du fait que, la RDC souffre d'une crise de la gouvernance. L'instabilité politique, la corruption qui gouverne les esprits des autorités gouvernementales et toutes les couches sociales du pays, la mauvaise qualité des institutions et le non-respect de lois et ordres repoussent les investisseurs étrangers de venir investir au pays car Alesina et al (1996 :4) affirment que les investisseurs étrangers qui prêtent attention à un environnement politique stable choisissent d'investir dans des pays avec moins d'incertitude politique sur les droits de propriété. Cet état montre même le pourquoi les investissements ont un impact négligeable sur la croissance économique en RDC, nos estimation prouvent avec exactitude que un accroissement de 10% des investissements entraîne un impact négligeable de 0.22% sur la croissance à long terme et de 0,09% à court terme. Pour que la politique monétaire ait un effet positif sur la croissance dans ces conditions, il faut qu'elle favorise les investissements notamment par la promotion d'un cadre macroéconomique stable et le maintien des taux d'intérêt à des niveaux susceptibles d'attirer les investisseurs.

Le crédit domestique fourni par le secteur bancaire est l'un des indicateurs d'appréciation de la politique monétaire dans une économie. Le résultat obtenu de son impact sur la croissance économique en RDC montre, à long terme cet indicateur a impact négatif et significatif sur la croissance, par contre, il a un impact positif et négligeable à court terme. Ce résultat contredit la théorie économique. En effet, à long terme, nous observons une augmentation de 10% de crédits fournis aux secteurs bancaires, entraîne une baisse de 7,34% de croissance du PIB et à court terme une augmentation négligeable de 0,54%.

Le taux de croissance annuel de la dette influence la croissance positivement à long terme tout comme à court terme, mais seul à ce dernier que cet impact est significatif. Une augmentation de cet indicateur de 10% à long terme provoque une augmentation non significative de la croissance de 0,27% et une augmentation significative de 0,31% à court terme.

Le total des réserves à proportion de la dette extérieure a un effet positif et significatif sur la croissance à long terme et à court terme. Une augmentation de cette variable de 10% entraîne une augmentation du taux de la croissance de 7,15% à long terme et de 7,31% à court terme. Bien que cela est contraire à nos attentes, mais peut s'expliquer du fait de l'impact positif et significatif de la dette publique sur la PIB. Les exportations ont un effet positif et très significatif à long et court terme, ce résultat est en accord avec la théorie économique. Ainsi, nous observons que, une augmentation de 10% de cette variable provoque une augmentation de la croissance à 4,1% à long terme et de 3,63% à court terme. En effet, la RDC est largement dépendante de son revenu des exportations de matières premières, surtout les minerais.

Jusqu'ici, l'analyse faite nous renseigne de l'impact négatif de la politique monétaire sur la croissance économique de la RDC. Par contre, en incluant l'indice de la qualité de la gouvernance dans cette relation, il s'avère que la gouvernance arrive à consolider cette relation. En effet, nous observons un impact significativement positif de l'inclusion de la qualité de la gouvernance dans la relation entre politique monétaire et croissance économique à long terme et à court terme. Si l'indice de la qualité de la gouvernance incorporée dans la masse monétaire qui est l'indicateur majeur de la politique monétaire, connaît une augmentation de 10% cela entraîne une augmentation significative de la croissance économique de l'ordre de 4,41% à long terme et de 3,97% à court terme. Ce résultat nous amène à déceler le rôle de la qualité de la gouvernance dans la relation entre politique monétaire et croissance économique. Ainsi, nous pourrions dire que la qualité de la gouvernance exerce un rôle catalyseur à la coordination des politiques monétaires et ce rôle génère des externalités positives au développement économique du pays.

En général, ces résultats engagent plusieurs implications. Concernant la politique monétaire (Masse monétaire, crédits aux secteurs bancaires, taux d'intérêt, etc) elle sera menée de façon à être coordonnée par les autorités gouvernementales ce qui donnerait de l'impulsion à la croissance. La convergence des indicateurs macroéconomiques devrait être effective concernant les investissements à long et court terme afin de limiter son impact négligeable sur la croissance économique.

Théoriquement, ces résultats présentent plusieurs perspectives. D'abord c'est une confirmation des résultats théoriques obtenus par d'autres auteurs, au sujet d'autres pays. De ce fait, les autorités gouvernementales congolaises doivent reformer leurs stratégies d'intervention, ils doivent travailler dans le but de promouvoir un

développement harmonieux des activités économiques par le rapprochement progressif des politiques économiques.

D'autres variables peuvent être ajoutées au modèle ; c'est le cas des données référence à la formation du capital humain, le taux d'intérêt débiteur ou réel, à la population, pour ceux qui veulent approfondir d'avantage cet étude...

## 5. Conclusion

L'objectif de cet article était de mener une analyse empirique du rôle de la gouvernance dans la relation entre la politique monétaire et la croissance économique en RDC. Cette investigation empirique nous amène à faire usage des données en séries chronologiques car l'étude couvre une période large de 31 ans soit de 1988 à 2018. Pour ce faire, nous avons fait recours à l'économétrie des séries chronologiques en appliquant le modèle à correction des erreurs (MCE) pour atteindre l'objectif assigné. Il ressort de cette estimation que, à long terme tout comme à court terme, la politique monétaire axée sur le rôle joué par les agrégats nominaux de la monnaie et des crédits a une influence négative et significative sur la croissance économique en RDC. Par contre, en incorporant la qualité de la gouvernance dans cette relation, il s'avère que cette dernière joue un rôle majeur dans la coordination des politiques monétaires et cela impacte positivement et significativement la croissance économique de la RDC. De ce fait, les autorités gouvernementales doivent reformer leurs stratégies d'intervention, ils doivent travailler dans le but de promouvoir un développement harmonieux des activités économiques par le rapprochement progressif des politiques économiques.

## Références

Aisen, A. et Veiga, F.J. (2013): *"How Does Political Instability Affect Economic Growth?"*, IMF Working Paper, WP/11/12, pp. 1-29.

Alesina, A. et Perotti, R. (1996): *"Income distribution, political instability, and investment"*, European Economic Review, No. 40, pp. 1203- 1228.

Alesina, A., Ozler, S., Roubini, N. et Swagel, P. (1996), *"Political Instability and Economic Growth"*, NBER Working Paper Series, Working Paper No. 4173, pp. 1-49.

Andersen, C.L. et Carlson, K.M. (1970): *"A monetarist model for Economic stabilisation"*, Federal reserve Bank of St.-Louis review 52, April.

Arellano, M. et Bond, S. (1991): *"Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations"*, Review of Economic Studies, vol. 58, No. 2, pp. 277-297.

Bahati, R. (2010), « l'incidence de la politique monétaire sur la croissance en RDC de 1976 à 2010 », mémoire de fin d'étude, Université Catholique du Congo, Faculté des sciences économiques et développement (finances).

Banque Mondiale (2010), *La Corruption Discrete, Entrave le Développement de l'Afrique*, Washington.

Banque Mondiale (2011), *Indicateur de développement*, Washington DC.

Banque Mondiale (2017)

Barro, R.J. (1991): "*Economic Growth in a Cross Section of Countries*", *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 2, No.106, pp. 407-443.

Beck, T., Levine, R. et Loayza, N. (1999): "*Finance and the sources of growth*", *Journal of Financial Economics*, vol. 58, USA.

Bernanke, B.S. et Mihov, I. (1995): "*Mesuring monetary policy*", *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 113, Issue 3, pp. 869-902.

Berthélemy, J. et Varoudakis, A. (1998): "*Développement Financier, réformes financières et Croissance Economique : une approche en donnée de panel* », *Revue économique*, No. 49, pp. 194-206.

Bikai, L. et Essiane, D. (2018) : « *Politique monétaire, stabilité monétaire et croissance économique dans la CEMAC : une approche SVAR bayésienne* », *Conference Paper*.

Bruneau, C. et De Bandt, O. (1998) : « *La modélisation VAR Structurel : Application à la politique monétaire en France* », *Working papers 52*, Banque de France.

Campos, N.F. et Nugent, J.B. (2002): "*Who is Afraid of Political Instability?*", *Journal of Development Economics*, vol.67, pp. 157-172.

Darby, J., C. Li. et Muscatelli, V.A. (2004), "*Political Uncertainty, Public Expenditure and Growth*", *European Journal of Political Economy*, vol.20, pp. 153-179.

Fouda, E.S.Y. (2013), « *Politiques monétaire et croissance économique en zone cemar* », *Facult\_e de Sciences Economiques et de Gestion, Universit\_e de Yaound\_e 2, CAMEROUN*.

Gonzalez, G. et Franz, H. (2011), « *Lack of Credibility, Inflation Persistence and Disinflation in Colombia* », *Desarrollo y sociedad*, pp. 61-97.

Harcamalari, K., et al (2018): « *The Impacts of Public Expenditure, Government Stability and Corruption on Per Capita Growth: An Empirical Investigation on Developing Countries* », *Sosyoekonomi*, vol. 26, No. 36, pp. 11-32.

Kahn, M. et Knight, M. (1991): « *Stabilization programs in developing countries* », IMF, Washington, D.C, pp. 38-85.

King, M. (2002): "No money, no inflation-the role of money in the economy", Bank of England, Quaterly bulletin.

Knack, S. et Keefer, P. (1997): "Does Social Capital Have an Economic payoff?: A cross-country Investigation", Quarterly Journal of Economics.

Komolo, B.E. (2017), « Transmission de la politique monétaire : Une analyse empirique par le canal du taux d'intérêt de 2002 à 2016 », mémoire de fin d'étude, Université Catholique du Congo, Faculté des sciences économiques et développement.

Lwango, E. (2013) : « *Politique monétaire et croissance économique en RDC* », université Catholique de BUKAVU, FASEG.

Mauro, P. (1995): "Corruption and Growth", The Quarterly Journal of Economics, Vol. 110, Issue 3.

North, D. (1990): « *Institution, Institutional change and Economic Performance* », Cambridge: Cambridge University Press.

Ondo Ossa (2005) : « *Effets anti-keynésiens et ajustements (le cas de la zone CEMAC)* », Revue du L.E.A, vol. 6, Numéro spécial, pp. 3-26.

Romer, P. (1986), "Increasing Return and Long-Run Growth", Journal of Political Economy, vol 94, octobre, n°5, pp. 1002-1037.

Solow, R. (1956): "A contribution to the theory of Economic Growth", the Quarterly Journal of Economics, vol. 70, No. 1.

Stella, P. (2005) : « *Central Bank Financial strength, Transparency and Policy crédibilité* », IMF Staff Paper, vol. 52, No. 2.

Ziadi, A. (2014) : « Governance and Economic growth : Application to the case of WAEMU countries », MPRA paper, No. 63139.

## Annexes

**Tableau 5. Résultat des tests de stationnarité sur les variables**

Test de Racine Unitaire (ADF) sur les variables													
Variables	En niveau						En différence 1ère						
	Valeur		Nombre de retards	Avec		Prob ADF	Valeur		Nombre de retards	Avec		Prob ADF	Conclusion
ADF	Critique à 5%	Cste		Trend	ADF		Critique à 5%	Cste		Trend			
PIB	-1.661	-2.989	1	non	non	0.4511	-4.788	-2.992	1	non	non	0.0001	I(1)
DETPUB	-0.698	-2.989	1	non	non	0.8473	-4.681	-2.992	1	non	non	0.0001	I(1)
M2	-1.814	-2.989	1	non	non	0.3737	-4.549	-2.992	1	non	non	0.0002	I(1)
Reserv	-2.034	-2.989	1	non	non	0.2718	-4.130	-2.992	1	non	non	0.0009	I(1)
CREDIT	1.069	-2.989	1	non	non	0.9949	-3.267	-2.992	1	non	non	0.0164	I(1)
EXPORT	-0.367	-2.989	1	non	non	0.9154	-5.493	-2.992	1	non	non	0.0000	I(1)
INVEST	-2.379	-2.992	2	non	non	0.1477	-4.108	-2.994	2	non	non	0.0009	I(1)
INF	-2.480	-2.992	2	non	non	0.1203	-4.184	-2.994	2	Non	Non	0.0007	I(1)
QUALGOUV	-1.559	-2.992	2	non	non	0.5041	-3.000	-2.994	2	Non	Non	0.0349	I(1)
QUALGOUV_M2	-0.777	-2.989	1	non	non	0.8258	-5.870	-2.992	1	Non	Non	0.0000	I(1)

Source : Auteur à l'aide de logiciel stat 14.2

**Tableau 6. Test de normalité de Jarque Bera**

Variable	Obs	Pr(Skewness)	Pr(Kurtosis)	adj chi2(2)	Prob>chi2
myResiduels	30	0.0451	0.8525	4.22	0.1214

Source : Auteur à l'aide de logiciel stat 14.2

Tableau 7. Test d'absence d'autocorrélation de Breusch-Godfrey

lags(p)	chi2	Df	Prob > chi2
1	0.118	1	0.7316
H0: no serial correlation			

Source : Auteur à l'aide de logiciel stat 14.2

Tableau 8. Test d'absence d'hétéroscédasticité de Breusch-Pagan

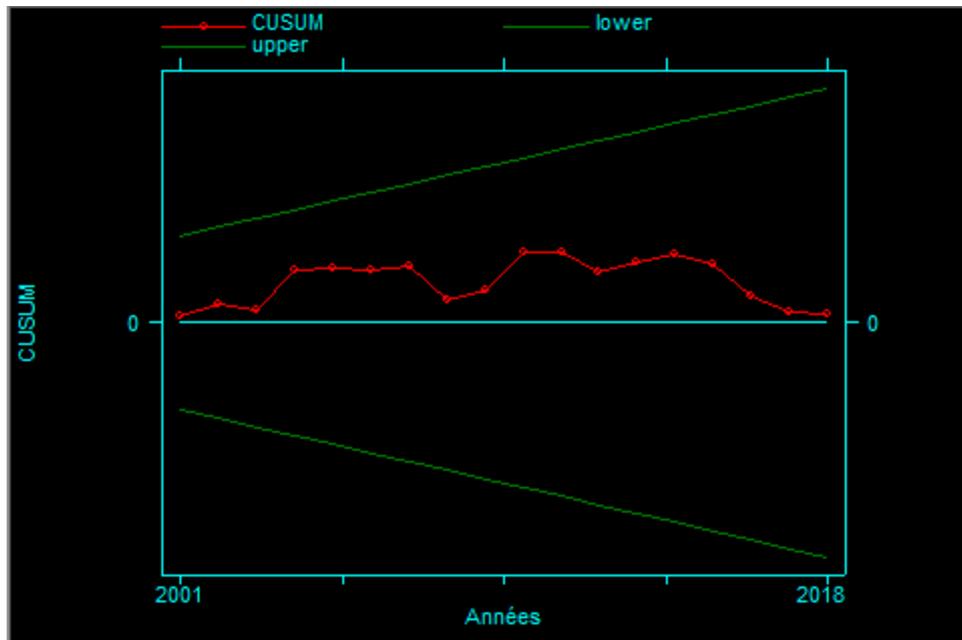
Source	SS	df	MS	Number of obs	=	30
Model	81.1815115	10	8.11815115	F(10, 19)	=	0.38
Residual	401.41132	19	21.1269116	Prob > F	=	0.9382
				R-squared	=	0.1682
				Adj R-squared	=	-0.2696
Total	482.592831	29	16.6411321	Root MSE	=	4.5964

e2	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
----	-------	-----------	---	------	----------------------

Source : Auteur à l'aide de logiciel stat 14.2

Figure 3. Test de la stabilité des paramètres du modèle estimé



Source : Auteur à l'aide de logiciel stat 14.2

**Tableau 9. Statistiques descriptives**

	mean	sd	min	max
PIB	1.14	6.15	-13.5	9.5
DETPUB	100.19	74.47	10.6	258.2
M2	8.95	5.83	0.1	30.7
Reserv	2.42	1.66	0.4	6.0
CREDIT	2.92	2.57	0.5	9.6
EXPORT	33.99	16.16	11.7	59.5
INVEST	11.79	20.96	-11.7	68.1
INF	1125.51	4291.88	0.7	23773.1
STABGOUV	6.55	2.51	1.0	10.0
CORRUPT	0.89	0.61	0.0	1.7
LOIORD	0.99	0.24	0.0	1.7
BURQ	0.31	0.46	0.0	1.0
QUALGOUV	2.18	0.67	0.5	3.1
<i>N</i>	31			

Source : Auteur à l'aide de logiciel stat 14.2

**Tableau 10. Matrice de corrélation**

	PIB	DETPUB	M2	Reserv	CREDIT	EXPORT	INVEST	INF	STABGOUV	CORRUPT	LOIORD	BURQ	QUALGOUV
PIB	1												
DETPUB	-0.545**	1											
M2	-0.263	-0.429*	1										
Reserv	0.393*	-0.378*	0.175	1									
CREDIT	0.543**	-0.738***	0.344	0.343	1								
EXPORT	0.838***	-0.781***	0.00692	0.215	0.745***	1							
INVEST	0.170	-0.234	0.0487	0.386*	0.0781	0.0669	1						
INF	-0.287	0.315	0.0778	-0.0575	-0.199	-0.352	-0.122	1					
STABGOUV	0.481**	-0.161	-0.640***	-0.118	0.0560	0.475**	0.111	-0.401*	1				
CORRUPT	0.669***	-0.527**	-0.232	0.222	0.585***	0.779***	-0.00566	-0.370*	0.692***	1			
LOIORD	0.261	0.154	-0.479**	-0.0127	0.0336	0.0816	-0.0744	-0.145	0.477**	0.408*	1		
BURQ	-0.684***	0.473**	0.364*	-0.0504	-0.428*	-0.785***	-0.0424	0.382*	-0.854***	-0.924***	-0.309	1	
QUALGOUV	0.509**	-0.177	-0.632***	-0.0697	0.116	0.495**	0.0889	-0.407*	0.989***	0.754***	0.575***	-0.866***	1

\*  $p < 0.05$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*\*\*  $p < 0.001$

Source : Auteur à l'aide de logiciel stat 14.2