

La REVUE CEDRES-ETUDES « séries économiques » publie, semestriellement, en français et en anglais après évaluation, les résultats de différents travaux de recherche sous forme d'articles en économie appliquée proposés par des auteurs appartenant ou non au CEDRES.

Avant toute soumission d'articles à la REVUE CEDRES-ETUDES, les auteurs sont invités à prendre connaissance des « recommandations aux auteurs » (téléchargeable sur [www.cedres.bf](http://www.cedres.bf)).

Les articles de cette revue sont publiés sous la responsabilité de la direction du CEDRES. Toutefois, les opinions qui y sont exprimées sont celles des auteurs.

En règle générale, le choix définitif des articles publiables dans la REVUE CEDRES-ETUDES est approuvé par le CEDRES après des commentaires favorables d'au moins deux (sur trois en générale) instructeurs et approbation du Comité Scientifique.

La plupart des numéros précédents (65 numéros) sont disponibles en version électronique sur le site web du CEDRES [www.cedres.bf](http://www.cedres.bf)

La REVUE CEDRES-ETUDES est disponible au siège du CEDRES à l'Université de Ouaga II et dans toutes les grandes librairies du Burkina Faso et aussi à travers le site web : [www.cedres.bf](http://www.cedres.bf)

### **DIRECTEUR DE PUBLICATION**

Pr Idrissa M. OUEDRAOGO, Université Ouaga II

### **COMITE EDITORIAL**

Pr Pam ZAHONOGO, UO2 Editeur en Chef

Pr Noel THIOMBIANO, Université Ouaga II

Pr Denis ACCLASATO, Université d'Abomey Calavi

Pr Akoété AGBODJI, Université de Lomé

Pr Chérif Sidy KANE, Université Cheikh Anta Diop

Pr Eugénie MAIGA Université Norbert Zongo Burkina Faso

Pr Mathias Marie Adrien NDINGA, Université Marien N'Gouabi

Pr Omer COMBARY, Université Ouaga II

Pr Abdoulaye SECK, Université Cheikh Anta Diop

Pr Charlemagne IGUE, Université d'Abomey Calavi

### **SECRETARIAT D'EDITION**

Dr Samuel Tambi KABORE, UO2

Dr Théodore Jean Oscar KABORE, UO2

Dr Jean Pierre SAWADOGO, UO2

Dr Kassoum ZERBO, Université Ouaga II

### **COMITE SCIENTIFIQUE DE LA REVUE**

Pr Abdoulaye DIAGNE, UCAD (Sénégal)

Pr Adama DIAW, Université Gaston Berger de Saint Louis

Pr Gilbert Marie Aké N'GBO Université Félix Houphouët Boigny (Côte d'Ivoire)

Pr Albert ONDO OSSA, Université Omar Bongo (Gabon)

Pr Mama OUATTARA, Université Université Félix Houphouët Boigny (Côte d'Ivoire)

Pr Idrissa OUEDRAOGO, Université Ouaga II

Pr Kimséyinga SAVADOGO, Université Ouaga II

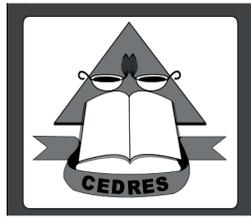
Pr Gnderman SIRPE, Université Ouaga II

Pr Nasser Ary TANIMOUNE, Université d'Ottawa (Canada)

Pr Gervasio SEMEDO, Université de Tours

Pr Pam ZAHONOGO, Université Ouaga II

Centre d'Etudes, de Documentation et de Recherche Economiques et Sociales (CEDRES)



[www.cedres.bf](http://www.cedres.bf)

# **REVUE CEDRES-ETUDES**

Revue Economique et Sociale Africaine

**REVUE CEDRES-ETUDES N°66**

**Séries économie**

**2<sup>ie</sup> Semestre 2018**

**Test de non causalité sur données de panel : relation entre  
le taux de croissance de la masse monétaire et le taux de  
croissance du PIB réel dans l'UEMOA**

**Amédée Pascal DONDASSÉ**

*Université Ouaga II - 12 BP : 417 Ouagadougou 12, Burkina Faso,  
Tél. : (00226) 70 03 81 03 / 77 20 00 76 E-mail : apdondasse@yahoo.fr/  
apdondasse@gmail.com*

## Résumé

L'objectif de cet article est de tester sur données de panel la causalité entre l'accroissement de la masse monétaire et le taux de croissance du produit intérieur brut (PIB) réel dans l'UEMOA<sup>1</sup>, de 1994 à 2014. Le test de non causalité dans un panel hétérogène de Dumitrescu et Hurlin (2011) est utilisé à cet effet. Une analyse statistique descriptive a d'abord révélé une forte et positive corrélation entre le PIB réel et la masse monétaire dans l'UEMOA. Cette forte et positive corrélation disparaît, aussi bien pour l'UEMOA que pour la plupart de ses pays, lorsque l'analyse bascule sur les taux de croissance du PIB réel et de la masse monétaire. En dépit de l'absence de corrélation entre les taux de croissance du PIB réel et de la masse monétaire, le test de non causalité montre que le taux de croissance de la masse monétaire retardé de deux périodes, cause significativement le taux de croissance du PIB réel courant dans l'UEMOA.

**Mots clés :** Causalité sur Données de Panel, Taux de Croissance du PIB réel, Taux de Croissance de la Masse monétaire, UEMOA.

**Classification JEL :** E52; E58; O47; O55

## Abstract

The purpose of this article is to test on panel data the causality between the increase of money supply and the growth rate of real gross domestic product (GDP) in the WAEMU<sup>2</sup>, from 1994 to 2014. The non-causality test in a heterogeneous panel of Dumitrescu and Hurlin (2011) is used for this purpose. A descriptive statistical analysis first revealed a strong and positive correlation between real GDP and money supply in WAEMU. This strong and positive correlation disappears, both for WAEMU and for most of its countries, when the analysis switches to real GDP and money supply growth rates. Despite the lack of correlation between the growth rates of real GDP and the money supply, the non-causality test shows that the growth rate of the money supply lagged by two periods, causes significantly the growth rate of the current real GDP in the WAEMU.

---

<sup>1</sup> UEMOA : Union Economique et Monétaire Ouest Africaine.

<sup>2</sup> WAEMU: West African Economic and Monetary Union.

**Keywords** : Causality on Panel Data, Real Gross Domestic Product Growth Rate, Money Supply Growth Rate, WAEMU.

**JEL Classification** : E52; E58; O47; O55.

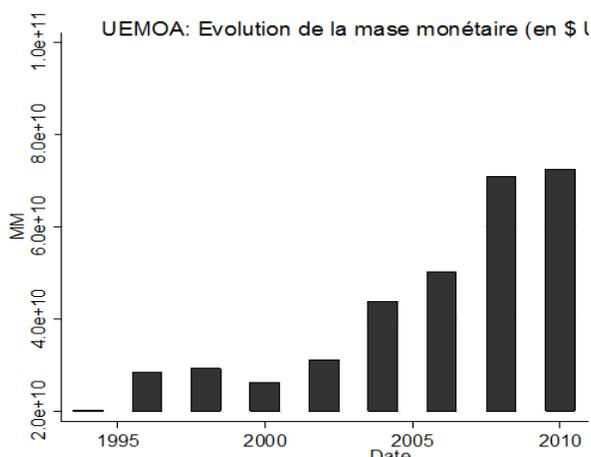
## 1. Introduction

Les économistes monétaristes, plaident en faveur de la recherche d'effets sur les prix, défendant l'idée qu'une augmentation de la masse monétaire provoque une hausse du niveau général des prix, mais ne modifie pas la sphère réelle. L'histoire économique enseigne en effet, que lors de la grande dépression aux Etats-Unis (1930-1940), les politiques de relance de l'économie ont augmenté la masse monétaire de près de 80 %, sans que cela ne réussisse à sortir le pays de la crise. Ceux d'obédience keynésienne, bien que ne nient pas une possible (mais limitée) hausse des prix suite à une augmentation de la masse monétaire, privilégient la recherche d'effets sur les transactions. Ils soutiennent qu'une augmentation de la masse monétaire a un effet de relance économique en cas de récession.

Aujourd'hui, la plupart des Banques Centrales ont une tendance ambivalente, car tout en poursuivant l'objectif de stabilité des prix qui leur est cher, celles-ci sont prêtes à défendre leurs économies dans des situations de croissance molle, en augmentant la quantité de la masse monétaire. Ainsi, pour attiser une économie et relancer l'activité, les autorités en charge des politiques monétaires disposent d'outils « conventionnels » qui s'opèrent essentiellement par la manipulation des taux d'intérêt à court terme, lorsque ceux-ci ne sont pas proches de zéro (la planche à billets) : par exemple, une baisse des taux d'intérêt à court terme, aura pour but d'encourager le crédit, en incitant les banques commerciales à emprunter davantage auprès de la Banque Centrale et les entreprises et ménages à emprunter plus auprès des banques commerciales. Le contraire dans le cas d'une hausse des taux d'intérêt à court terme.

Dans la zone UEMOA (Union Economique et Monétaire Ouest Africaine), la masse monétaire a régulièrement augmenté de 1994 à 2014, avec une légère diminution entre 1998 et 2000 (figure 1 ci-dessous), portant à croire que la BCEAO (Banque Centrale des Etats de l'Afrique de l'Ouest) a mené depuis la dévaluation du Franc CFA, une politique monétaire expansive.

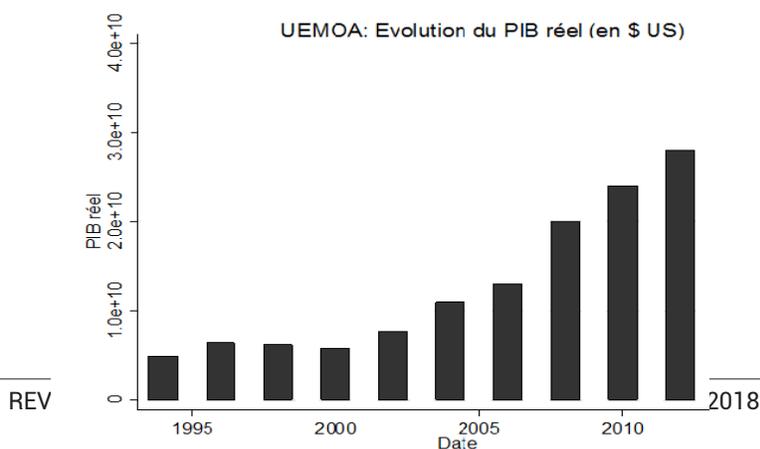
**Figure 1 : évolution de la masse monétaire de l'UEMOA de 1994 à 2014.**



La masse monétaire dans l'Union est en effet passée de 20 228 275 667 \$ US à 96 906 478 202 \$ US entre 1994 et 2014, soit une variation de 379,06%.

Sur la même période, le PIB réel de la zone a régulièrement augmenté (sauf entre 1997 et 2000), passant de 4 890 567 175 \$ US en 1994 à 37 012 498 801 \$ US en 2014, soit une variation de 656,81% (figure 2 ci-dessous).

**Figure 2 : évolution du PIB réel de l'UEMOA de 1994 à 2014.**

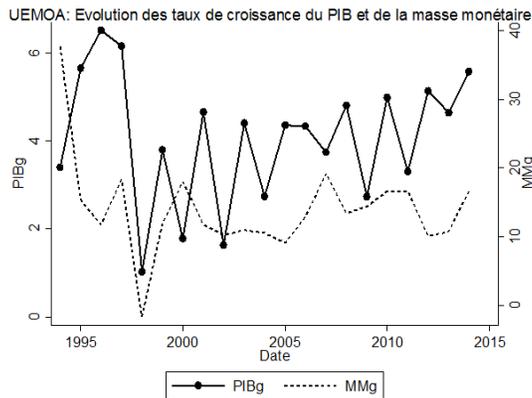


Une appréciation similaire se dégage lorsque l'analyse porte sur les pays<sup>3</sup>.

Une analyse statistique montre une forte et significative corrélation positive entre la masse monétaire et le PIB réel dans l'Union : le coefficient de corrélation, significatif à 1%, est de l'ordre de 0,9873.

Lorsque l'analyse porte sur les taux de croissance, on s'aperçoit que l'accroissement de la masse monétaire n'est pas corrélé au taux de croissance du PIB réel dans l'Union (figure 3 ci-dessous). Le coefficient de corrélation entre les deux variables est de 0,1499 et n'est pas significatif.

**Figure 3 : Evolution des taux de croissance du PIB réel et de la masse monétaire de l'UEMOA.**



L'analyse statistique par pays donne des résultats similaires : exception faite de la Guinée-Bissau et du Togo (où des corrélations positives et significatives sont obtenues), pour les six (06) autres pays, il n'y a pas de corrélation entre le taux de croissance du PIB réel et celui de la masse monétaire.

En économétrie, il est bien connu que *corrélation n'est pas causalité* : la forte corrélation entre la masse monétaire et le PIB réel dans l'UEMOA, n'est pas forcément gage de causalité entre les deux. Ceci étant, qu'en est-il alors de *l'absence de corrélation et la causalité* ? En dépit de l'absence de corrélation entre le taux de croissance de la masse monétaire et celui du PIB réel dans l'UEMOA et les six (06) pays, peut-on penser qu'il y a une causalité entre les deux ? Et qu'en est-il pour la Guinée-Bissau et le Togo, où les corrélations entre le

<sup>3</sup> Les données analysées proviennent toutes de World Development Indicators (WDI) 2015.

taux de croissance de la masse monétaire et celui du PIB réel sont positives et significatives ?

Suivant la théorie keynésienne, qui veut que l'accroissement de la masse monétaire cause celui du PIB réel, nous entreprenons dans cet article, avec l'absence constatée de corrélation entre les deux agrégats économiques, de tester pour l'UEMOA, sur la période 1994-2014, l'hypothèse que l'accroissement de la masse monétaire cause le taux de croissance du PIB réel. Si la causalité entre les deux agrégats économiques est rejetée, cela signifierait que la politique monétaire expansive de la BCEAO sur la période de l'étude n'a pas été efficace. Autrement dit, l'absence de causalité indiquerait une défaillance de fonctionnement des canaux de transmission de la politique monétaire dans l'UEMOA.

Nous utilisons ainsi, le test de non causalité sur données de panel de Dumitrescu et Hurlin (2011). Le choix de ce test de non causalité tient surtout au caractère hétérogène des pays de l'Union. En effet, ce test est conçu pour s'appliquer sur un modèle de panel hétérogène, ainsi que le souligne les auteurs : *« l'hypothèse d'hétérogénéité du panel est primordiale car dans la plupart des applications macroéconomiques, il serait totalement fallacieux de vouloir imposer le même ensemble de paramètres à un échantillon de pays, de secteurs, de régions etc. dans le but de tester une notion de causalité à la Granger d'une variable X vers une variable Y »*.

La suite de l'article est ainsi organisée : la deuxième partie revient sur le fondement théorique de la causalité entre le taux de croissance de la masse monétaire et celui du PIB réel en suivant la logique keynésienne et donne quelques notes de lecture sur la politique monétaire et la croissance économique en Afrique. La troisième partie est consacrée à l'analyse statistique des coefficients de corrélation par pays, d'une part entre la masse monétaire et le PIB réel et d'autre part entre le taux de croissance de la masse monétaire et celui du PIB réel. La quatrième partie porte sur l'analyse économétrique de la causalité entre le taux de croissance de la masse monétaire et celui du PIB réel dans l'UEMOA. La cinquième partie conclut l'article.

## 2. Théorie et revue de littérature

### 2.1. Fondement théorique de la causalité entre l'accroissement de la masse monétaire et celui du PIB réel : cas d'une politique monétaire expansive

Une Banque Centrale dispose de plusieurs taux, qu'elle peut manipuler, dans le cadre de sa politique monétaire, en vue d'augmenter (ou de diminuer) sa masse monétaire et d'agir sur la sphère réelle d'une économie ou sur l'inflation. Parmi ces taux<sup>4</sup>, on cite entre autres :

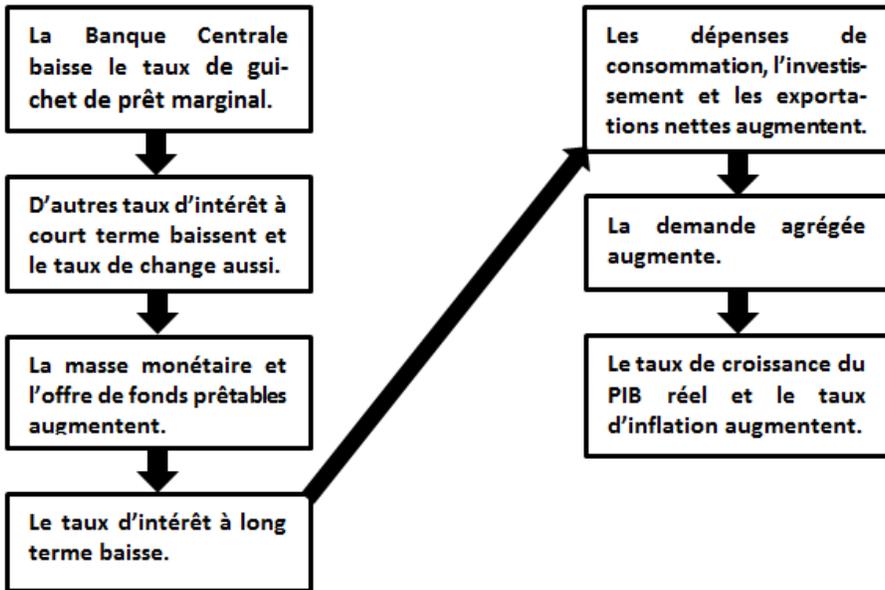
- le taux de financement à un jour ;
- le taux de guichet de prêt marginal ;
- le taux minimum de soumission aux appels d'offres d'injection de liquidités ;
- le taux (ou coefficient) des réserves obligatoires ;

Supposons qu'une Banque Centrale (dans le cadre d'une politique monétaire expansive), abaisse son taux de guichet de prêt marginal. Il s'en suivra une baisse d'autres taux d'intérêt à court terme ainsi que le taux de change. Suite à la baisse du taux de guichet de prêt marginal et des autres taux d'intérêt à court terme, l'offre de fonds prêtables et la masse monétaire vont augmenter, grâce à la demande de monnaie des banques commerciales qui augmente. L'augmentation de l'offre de fonds prêtables et de la masse monétaire, vont à leur tour entraîner à la baisse les taux d'intérêt à long terme.

---

<sup>4</sup> Durant ces dernières années, la BCEAO a surtout agit sur le taux de guichet de prêt marginal, le taux minimum de soumission aux appels d'offres d'injection de liquidités et le coefficient des réserves obligatoires : BCEAO, Note d'information N° 6/2017 : « Contribution de la Banque Centrale des Etats de l'Afrique de l'Ouest (BCEAO) au financement des économies de l'UEMOA » Décembre 2017.

Figure 4 : Canaux de transmission d'une politique monétaire expansive



La diminution des taux d'intérêt à long terme va entraîner une augmentation de la demande de monnaie des agents économiques et donc une hausse des dépenses de consommation et d'investissement. La baisse du taux de change intervenu, suite à la baisse du taux de guichet de prêt marginal, va entraîner une hausse des exportations nettes. Au total, suite à la politique monétaire expansive, la demande agrégée de l'économie va augmenter ; ce qui va se solder par une augmentation du taux croissance du PIB réel et du taux d'inflation.

Les effets décrits ne sont pas tous immédiats. Une politique monétaire (expansive ou restrictive) nécessite 9 à 24 mois en général pour que les effets attendus soient perceptibles sur l'économie. Dans la chaîne, les effets immédiats sont ceux sur les taux d'intérêt à court terme et le taux de change. Les effets sur la masse monétaire et les prêts bancaires qui vont stimuler la consommation et l'investissement suivent en général quelques semaines ou des mois plus tard et perdurent plusieurs semaines.

Il est à noter cependant, que ce n'est pas dans tous les cas qu'une politique monétaire expansive produit les effets attendus sur le secteur réel :

- l'injection d'argent dans une économie par des institutions financières peut ne pas avoir l'impact positif attendu sur la consommation domestique. Cela arrive si les agents économiques bénéficiant de l'accroissement de la masse monétaire dépensent plus pour acquérir des biens et des services provenant de l'étranger. La

consommation domestique et les exportations nettes étant deux des canaux par lesquels la croissance de la masse monétaire diffuse ses effets au secteur réel, les effets attendus de l'accroissement de la masse monétaire sur la croissance économique peuvent ne pas être obtenus, si la propension à consommer des biens importés est nettement plus élevée que celle à consommer les produits nationaux.

- Si dans une économie, il n'y a pas (ou s'il y a peu) d'opportunités de nouveaux investissements, les agents économiques auront une plus grande réticence à emprunter. Et l'objectif de la politique monétaire expansive, via le canal de l'investissement, ne sera pas atteint.

- Une autre explication en rapport avec l'investissement, débattue entre les courants de la pensée économique, concerne même la sensibilité de la demande d'investissement au taux d'intérêt. Moins l'investissement s'ajuste aux variations du taux d'intérêt, moins la politique monétaire expansive agit sur la demande agrégée.

- En créant une plus grande masse monétaire, l'argent de masse peut engendrer au niveau des agents économiques une méfiance généralisée par rapport à la monnaie, ce qui est désastreux pour une économie. Les agents économiques dans ce cas, n'emprunteront pas et préféreront épargner ce qu'ils possèdent ou les transformer en actifs moins risqués.

- L'argent nouvellement créé peut ne pas arriver dans l'économie réelle, mais resté plutôt sur les marchés financiers. En effet, les agents économiques sur les marchés financiers, par des recours incessants à l'effet de levier financier (c'est-à-dire le recours à l'endettement pour augmenter la capacité d'investissement), ont toujours un grand besoin de liquidités pour financer l'achat d'actions.

## **2.2. Quelques notes de lecture sur la politique monétaire et la croissance économique en Afrique**

Sur le thème, les études ne fourmillent pas, et celles que l'on rencontre ne traitent pas de la relation entre l'accroissement de la masse monétaire et le taux de croissance du PIB réel, sous l'angle de la causalité.

Koné (2000), à partir de l'estimation d'un modèle à correction d'erreurs, apprécie les effets des politiques monétaire et budgétaire sur la croissance économique des pays de l'UEMOA. Il ressort de son étude que la politique monétaire, tout comme la politique budgétaire, impacte positivement le secteur réel, notamment le PIB nominal et

réel des pays de la zone. La politique monétaire n'est inflationniste dans aucun pays. En revanche la politique budgétaire a été inflationniste en Côte d'Ivoire à court terme, au Mali à court et à long terme.

Nubukpo (2002), dans une étude portant sur l'impact de la variation des taux d'intérêt directeurs de la BCEAO sur l'inflation et la croissance économique dans l'UMOA, trouve que pour que la politique monétaire ait des effets positifs sur l'activité économique, une bonne transmission des taux d'intérêt directeurs est une condition sine qua none.

Ondo (2005), pour la CEMAC, parvient, à partir de l'estimation d'un modèle de panel simple, à la conclusion que la politique monétaire, contrairement à la politique budgétaire, a des effets expansionnistes sur l'activité économique des pays de la zone.

Mallayé (2009) obtient à partir de l'estimation sur données de panel du modèle de St Louis pour les pays de la CEMAC, des résultats qui remettent quelque peu en cause ceux de Ondo (2005). En effet, son étude portant sur l'impact sur la croissance économique, des réformes monétaires entreprises dans la zone, laisse paraître des effets mitigés. Plutôt que d'avoir un impact positif sur le PIB, ses résultats montrent que les réformes monétaires ont été inflationnistes.

### 3. Analyse statistique

Les données des variables utilisées pour l'analyse statistique et économétrique, proviennent de World Development Indicators 2015, sur la période 1994-2014 :

- «*Real Gross Domestic Product (GDP)*» : le PIB réel ;
- «*Money and quasi money (M2)* » : la masse monétaire ;
- «*Real GDP growth (annual %)*» : le taux de croissance du PIB réel ;
- «*Money and quasi money (M2) growth (annual %)*» : le taux de croissance de la masse monétaire.

La dimension temporelle des variables

$t = 1, \dots, T = 1994, 1996, \dots, 2014$  : données biennuelles ( $T = 11$ ) ;  
et la dimension individuelle  $i = 1, \dots, N$ , les pays de l'UEMOA : Bénin, Burkina Faso, Côte d'Ivoire, Guinée Bissau, Mali, Niger, Sénégal et Togo, ( $N = 8$ ).

L'analyse statistique porte sur les coefficients de corrélation, d'une part entre la masse monétaire et le PIB réel et d'autre part entre le taux de croissance de la masse monétaire et celui du PIB réel.

Pour ce qui est de la masse monétaire (MM) et du produit intérieur brut réel (PIB), pour tous les pays, une forte et positive corrélation se dégage, traduisant une similitude dans leur évolution. Les coefficients de corrélation sont tous significatifs à 1%, (tableau 1 ci-dessous).

Entre le taux de croissance de la masse monétaire (MMg) et celui du PIB réel (PIBg), les coefficients de corrélation sont négatifs et non significatifs pour le Bénin, le Burkina Faso, le Mali et le Sénégal. Pour la Côte d'Ivoire, la Guinée Bissau, le Niger et le Togo, ils sont positifs. Ils sont significatifs à 5% pour la Guinée Bissau, le Togo et non significatifs pour la Côte d'Ivoire et le Niger (tableau 1 ci-dessous).

**Tableau 1 : Corrélation entre le PIBréel et la masse monétaire, entre le taux de croissance du PIB réel et taux de croissance de la masse monétaire, dans les pays de l'UEMOA**

Pays	Entre PIB et MM		Entre PIBg et MMg	
	Coefficient de corrélation	P-value	Coefficient de corrélation	P-value
Bénin	0,9805***	(0,000)	-0,1038	(0,6542)
Burkina Faso	0,9827***	(0,000)	-0,0906	(0,6961)
Côte d'Ivoire	0,9679***	(0,000)	0,0457	(0,8442)
Guinée-Bissau	0,8875***	(0,000)	0,4593**	(0,0362)
Mali	0,9899***	(0,000)	-0,1629	(0,4805)
Niger	0,9783***	(0,000)	0,1144	(0,6213)
Sénégal	0,9918***	(0,000)	-0,0726	(0,7545)
Togo	0,9804***	(0,000)	0,4341**	(0,0493)

Source : calculs de l'auteur. Note : \*\*\*, \*\* et \* traduisent respectivement la significativité aux seuils de 1%, 5% et 10%

L'absence de corrélation entre le taux de croissance de la masse monétaire et celui du PIB réel dans l'UEMOA et dans ses pays (sauf pour la Guinée Bissau et le Togo) est ce qui ressort dans d'autres études empiriques. Par exemple, McCandless et Weber (1995) dans une étude portant sur 110 pays et sur une longue période de 30 ans notent ceci : « *The growth rates of money and real output are not correlated, except for a subsample of countries in the Organization for Economic Co-operation and Development, where these growth rates*

*are positively correlated ; Les taux de croissance de la monnaie et du produit réel ne sont pas corrélés, exception faite d'un sous-échantillon de pays de l'Organisation de Coopération et de Développement Economique (OCDE), dans lequel ces taux de croissance sont positivement corrélés». Cette absence de corrélation est seulement tendancielle et ne doit pas forcément impliquer une non causalité entre le taux de croissance de la masse monétaire et celui du PIB réel dans l'UEMOA.*

#### **4. Analyse économétrique : test de non causalité sur données de panel**

Initialement développé sur séries temporelles, le test de causalité de Granger (1969) a été transposé aux données de panel, avec deux catégories de tests :

- *les tests de la génération 1980-1990* : Chamberlain (1983), Hsiao (1986), Holtz-Eakin et al. (1985), Weinhold (1996).
- *Les tests de la génération 2000-2010* : David et Colin (2003), Venet et Hurlin(2001), Konya (2006).

Les premiers considèrent une hétérogénéité individuelle et une hétérogénéité temporelle, alors que ceux de la génération 2000-2010 considèrent uniquement une hétérogénéité individuelle des paramètres du panel<sup>5</sup>. Le test de Dumitrescu et Hurlin (2011) s'inscrit dans ceux de la génération 2000-2010.

##### **4.1. Présentation du test de non causalité sur données de panel de Dumitrescu et Hurlin - DH - (2011)**

Le test de D-Hest un test de non causalité homogène dans un modèle de panel hétérogène<sup>6</sup>. Pour deux variables  $Y_{i,t}$  et  $X_{i,t}$ , le test DH teste l'hypothèse  $H_0$  :  $X_{i,t}$  ne cause pas  $Y_{i,t}$ , à l'aide du modèle suivant :

$$Y_{i,t} = \alpha_i + \sum_{l=1}^L \beta_{il} Y_{i,t-l} + \sum_{l=1}^L \gamma_{il} X_{i,t-l} + \varepsilon_{i,t}, \quad l = 1, 2, \dots, L(1)$$

$t = 1, \dots, T$ , et  $i = 1, \dots, N$ .

$L$  est l'ordre de retard à prendre en compte dans le test. Il est le même dans le modèle pour tous les individus et le panel est doit être

<sup>5</sup> La question d'hétérogénéité dans des données de panel en macroéconomie, remonte au début des années 90, avec la modélisation le progrès technique Mankiw et al. (1992), Islam (1995).

<sup>6</sup> L'hétérogénéité du panel doit être vérifiée avant l'application du test de D-H.

équilibré. Les variables  $Y_{i,t}$  et  $X_{i,t}$  dans le modèle sont stationnaires. Si elles ne le sont pas, elles doivent être préalablement rendues stationnaires.

En outre, le test suppose uniquement l'hétérogénéité individuelle des paramètres  $\beta_{il}$  et  $\gamma_{il}$ ; pas d'hétérogénéité temporelle. Les termes d'erreurs  $\varepsilon_{i,t}$  sont indépendamment distribués entre les individus :  $E(\varepsilon_{i,t}, \varepsilon_{j,t'}) = 0, \forall i \neq j$  et  $\forall t \neq t'$  et suivent une loi normale de moyenne 0 et de variance  $\sigma_{\varepsilon,i}^2$ . Les  $\alpha_i$  sont des effets spécifiques individuels.

L'idée sous-jacente du test de non causalité de D-H est la même que celle de Granger (1969). Il s'agit de vérifier si l'historique de  $X_{i,t}$  jusqu'au retard  $L$  a un effet significatif sur  $Y_{i,t}$  ou non.

L'hypothèse nulle  $H_0$  du test (la non causalité pour tous les  $N$  individus du panel) se formule de la sorte :

$$H_0: \gamma_{i1} = \gamma_{i2} = \dots = \gamma_{iL} = 0 \quad (2)$$

D-H supposent dans leur test, qu'il peut cependant avoir causalité entre  $Y_{i,t}$  et  $X_{i,t}$  pour un certain nombre d'individus  $N_1$  sur l'ensemble des  $N$  individus. L'hypothèse alternative  $H_1$  s'écrit donc :

$$H_1: \gamma_{i1} = \gamma_{i2} = \dots = \gamma_{iL} = 0 \quad \forall i = 1, \dots, N_1 \\ \gamma_{i1} \neq 0 \text{ ou } \gamma_{i2} \neq 0 \text{ ou } \dots \text{ ou } \gamma_{iL} \neq 0 \quad \forall i = N_1 + 1, \dots, N \quad (3)$$

Avec  $N_1 \in [0, N - 1]$ ; si  $N_1 = 0$ , la causalité existe pour tous les individus du panel; si  $N_1 < N$ , la causalité n'existe que pour les  $(N - N_1)$  individus du panel.

La statistique du test de D-H,  $\overline{W}$ , est une moyenne des statistiques individuelles de Wald,  $W_i$ , obtenues en régressant séparément, pour chaque individu, le modèle de base (1) et en testant  $\gamma_{i1} = \gamma_{i2} = \dots = \gamma_{iL} = 0$  :

$$\overline{W} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N W_i \quad (4)$$

Par simulation de Monte Carlo, les auteurs ont montré que la statistique  $\overline{W}$  est bien adaptée pour tester la causalité sur données de panel.

Sous l'hypothèse que les statistiques individuelles de Wald,  $W_i$ , sont indépendamment et identiquement distribuées suivant les individus, D-Hont construit une statistique standardisée  $\overline{Z}$  qui, lorsque  $T \rightarrow \infty$  et

$N \rightarrow \infty$ , suit une loi normale centrée réduite :

$$\bar{Z} = \sqrt{\frac{N}{2L}} \cdot (\bar{W} - L) \xrightarrow{T, N \rightarrow \infty} \mathcal{N}(0, 1) \quad (5)$$

Si de plus,  $T$  est fixe et tel que  $T > 5 + 2L$ , la statistique standardisée  $\tilde{Z}$  suit une loi normale centrée réduite :

$$\tilde{Z} = \sqrt{\frac{N}{2L} \frac{T-2L-5}{T-L-3}} \cdot \left[ \frac{T-2L-3}{T-2L-1} \cdot \bar{W} - L \right] \xrightarrow{N \rightarrow \infty} \mathcal{N}(0, 1) \quad (6)$$

Pour tester l'hypothèse nulle  $H_0$ , on utilise les statistiques standardisées  $\bar{Z}$  ou  $\tilde{Z}$ . L'hypothèse  $H_0$  est rejetée et il y a causalité si les statistiques,  $\bar{Z}$  ou  $\tilde{Z}$ , sont supérieures aux valeurs critiques correspondantes ou si les P-values sont inférieures au seuil retenu.

- Pour  $N$  et  $T$  élevés, la statistique  $\bar{Z}$  est adaptée.
- Pour  $N$  élevé et  $T$  relativement faible, la statistique  $\tilde{Z}$  est mieux appropriée.
- A l'aide de simulation de Monte Carlo, D-H montrent enfin que même pour des échantillons de petite taille ( $N$  et  $T$  faibles), leur test conserve de bonnes performances statistiques.

#### 4.2. Test de non causalité de D-H entre le taux de croissance de la masse monétaire ( $MMg_{i,t}$ ) et celui du produit intérieur brut réel ( $PIBg_{i,t}$ ) dans l'UEMOA

Un certain nombre de tests ont été préalablement effectués, afin de s'assurer que les conditions requises pour l'utilisation du test DH sont en conformité avec nos données :

- le test sur la structure du panel : il s'agit de vérifier l'hétérogénéité individuelle du panel utilisé ;
- les tests de stationnarité des variables du modèle : il s'agit de voir si les variables sont stationnaires et les rendre stationnaires le cas échéant ;
- le test de détermination de l'ordre de retards  $L$  à prendre en compte.

#### 4.2.1. Test sur la structure du panel : homogénéité ou hétérogénéité individuelle ?

Pour analyser la structure du panel et savoir si le modèle de panel sur lequel le test DH sera appliqué est homogène ou hétérogène, le test d'homogénéité ou test de spécification de Hsiao (1986) a été appliqué aux données. Le test est basé sur le modèle suivant<sup>7</sup> :

$$PIBg_{i,t} = \alpha_i + \beta_i MMg_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

$t = 1994, 1996 \dots, 2014$ , et

$i =$

*Bénin, Burkina F, Côte d'Ivoire, Guinée B, Mali, Niger, Sénégal, Togo*

Il s'agit d'un test de Fischer en trois étapes, qui suit la procédure générale des tests d'homogénéité emboîtées. A chaque étape du test, l'hypothèse nulle est celle d'homogénéité des coefficients du modèle. Si successivement aux trois étapes, l'hypothèse nulle d'homogénéité des coefficients est rejetée, le modèle est globalement hétérogène.

Une présentation détaillée du test de spécification de Hsiao et les résultats obtenus sont en annexe dans le tableau 1A. L'homogénéité globale du modèle est rejetée. Le modèle étant hétérogène, nous poursuivons avec les tests de stationnarité des variables.

#### 4.2.2. Test de stationnarité des variables du modèle

Le test de Im et al. (2003), test de racines unitaires de première génération sur données de panel, est utilisé pour tester la stationnarité des variables. Nous avons retenu ce test de racines unitaires, parce que la procédure même du test de D-H s'inspire des tests de racines unitaires dans des panels hétérogènes, et plus particulièrement de celui-ci.

Le modèle de base simple du test, avec effets individuels et trend, pour la variable  $PIBg_{i,t}$  se formule de la sorte:

$$\Delta PIBg_{i,t} = \alpha_i + \beta_i t + \rho_i PIBg_{i,t-2} + \varepsilon_{i,t}$$

$t = 1994, 1996 \dots, 2014$ , et

---

<sup>7</sup> Le choix d'utiliser des données biannuelles ( $t = 1994, 1996 \dots, 2014$ ) est lié à la recherche d'un panel hétérogène. Plusieurs tests ont été faits avec des données annuelles, pour différentes tailles d'échantillon, et l'hypothèse d'hétérogénéité a été à chaque fois rejetée.

$i$ 

= Bénin, Burkina F, Côte d'Ivoire, Guinée B, Mali, Niger, Sénégal, Togo

où l'effet individuel est défini par  $\alpha_i = \rho_i \gamma_i$  avec  $\gamma_i \in \mathbb{R}$  et où le terme d'erreurs  $\varepsilon_{i,t} \sim N.i.d. (0, \sigma_{\varepsilon_i}^2)$ .

Pour chaque variable, le test de racines unitaires a été précédé du test d'autocorrélation des résidus de Wooldridge (2002), afin de déterminer la spécification adéquate, simple ou augmentée, du test de Im et al. à utiliser.

Les résultats du test de Wooldridge, en annexe dans le tableau 2A, rejettent pour  $PIBg_{i,t}$  l'autocorrélation des résidus. Le modèle simple du test de racines unitaires de Im et al., avec la statistique  $t_{bar_{NT}}$ , est utilisé pour cette variable.

En revanche pour la variable  $MMg_{i,t}$ , une autocorrélation d'ordre 2 des résidus est détectée et le test de racines unitaires de Im et al. pour cette variable nécessite que l'on augmente le modèle des différences premières retardées  $\Delta MMg_{i,t-2}$  et  $\Delta MMg_{i,t-4}$ , afin de blanchir les résidus. Ainsi, pour cette variable, le modèle augmenté du test de racines unitaires de Im et al., avec la statistique  $W_{tbar}$ , est utilisé.

Les résultats des tests de stationnarité des variables sont en annexe dans le tableau A3 : les deux variables,  $PIBg_{i,t}$  et  $MMg_{i,t}$ , sont stationnaires à niveau, c'est-à-dire non intégrées :  $I(0)$ .

#### 4.2.3. Détermination du nombre de retards optimal $L$ dans le test DH

Les variables étant toutes stationnaires en niveau, nous poursuivons avec la détermination de l'ordre de retard  $L$  à prendre en compte dans le test de D-H, sur la base du modèle :

$$PIBg_{i,t} = \alpha_i + \sum_{l=2}^L \beta_{il} PIBg_{i,t-l} + \sum_{l=2}^L \gamma_{il} MMg_{i,t-l} + \varepsilon_{i,t}$$

$t = 1994, 1996 \dots, 2014$ , et

$i =$

Bénin, Burkina F, Côte d'Ivoire, Guinée B, Mali, Niger, Sénégal, Togo

Le modèle étant dynamique, avec des effets individuels  $\alpha_i$  qui augmentent le nombre paramètres à estimer, la procédure de Han et al. (2012) a été celle utilisée (voir annexe 4). Les résultats en annexe dans le tableau A4, sont pour la prise en compte d'un seul retard et le modèle s'écrit :

$$PIBg_{i,t} = \alpha_i + \beta_{i2}PIBg_{i,t-2} + \gamma_{i2}MMg_{i,t-2} + \varepsilon_{i,t}$$

$t = 1994, 1996 \dots, 2014$ , et

$i =$

*Bénin, Burkina F, Côte d'Ivoire, Guinée B, Mali, Niger, Sénégal, Togo*

#### **4.3. Résultats du test de non causalité de D-H entre le taux de croissance de la masse monétaire et celui du PIB réel dans l'UEMOA**

Les résultats du test de non causalité de D-H (2011) entre le taux de croissance de la masse monétaire et le taux de croissance du PIB réel, respectivement pour l'UEMOA et pour les pays de l'Union, sont dans les tableaux 2 et 3 ci-après.

Sur le tableau 2, les statistiques calculées,  $\bar{Z}$  et  $\tilde{Z}$ , rejettent respectivement aux seuils de 1% et de 5%, l'hypothèse  $H_0$  de non causalité entre le taux de croissance de la masse monétaire et le taux de croissance du PIB réel courant.

Le taux de croissance de la masse monétaire retardé de deux périodes,  $MMg_{i,t-2}$ , cause significativement le taux de croissance du PIB réel courant,  $PIBg_{i,t}$ . En moyenne il s'écoule deux années (24 mois) avant que les effets positifs attendus de l'accroissement de la masse monétaire dans l'UEMOA soit perceptibles sur le secteur réel, c'est-à-dire sur le PIB réel de la zone.

Sur le tableau 3, le test de non causalité par pays, apprécié par les statistiques individuelles  $W_i$ , montre que dans tous les pays de l'Union, le taux de croissance de la masse monétaire avec un décalage de deux périodes,  $MMg_{i,t-2}$ , cause significativement le taux de croissance du PIB réel courant,  $PIBg_{i,t}$ .

La causalité est plus forte au Sénégal, suivi de la Côte d'Ivoire, du Mali et du Togo, où elle est significative à 5%. Pour le Burkina Faso, le Bénin, le Niger et la Guinée Bissau, le taux de croissance de la

masse monétaire cause significativement le taux de croissance du PIB réel courant au seuil de 10%.

**Tableau 2 : résultats du test de non causalité entre le taux de croissance de la masse monétaire et celui du PIB réel dans l'UEMOA**

$\bar{W} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N W_i$	$\bar{Z} \xrightarrow{T, N \rightarrow \infty} \mathcal{N}(0, 1)$		$\tilde{Z} \xrightarrow{T \text{ fixé}, N \rightarrow \infty} \mathcal{N}(0, 1)$	
Statistique calculée	Statistique calculée	P-Value	Statistique calculée	P-Value
3,3365	4,6730 <sup>***</sup>	0,0000	2,2714 <sup>**</sup>	0,0231
	Hypothèse rejetée		Hypothèse rejetée	
	$H_0$		$H_0$	

Source : calculs de l'auteur. Notes : <sup>\*\*\*</sup>, <sup>\*\*</sup> et <sup>\*</sup> traduisent respectivement la significativité seuil de 1%, 5% et 10%. On compare directement les P-value des statistiques  $\bar{Z}$  et  $\tilde{Z}$  au seuil  $\alpha$ . On rejette l'hypothèse  $H_0$  de non causalité si la P-Value est inférieure au seuil  $\alpha$ .

**Tableau 3 : résultats du test de non causalité entre le taux de croissance de la masse monétaire et celui du PIB réel dans les pays de l'UEMOA**

Pays	Statistique individuelle $W_i$	P-Value
Bénin	3,0848 <sup>*</sup>	0,0723
Burkina Faso	3,1128 <sup>*</sup>	0,0697
Côte d'Ivoire	4,0091 <sup>**</sup>	0,0251
Guinée Bissau	3,0114 <sup>*</sup>	0,0882
Mali	3,1995 <sup>**</sup>	0,0274
Niger	3,0405 <sup>*</sup>	0,0792
Sénégal	4,0557 <sup>**</sup>	0,0231
Togo	3,1778 <sup>**</sup>	0,0220

Source : calculs de l'auteur. Notes : <sup>\*\*\*</sup>, <sup>\*\*</sup> et <sup>\*</sup> traduisent respectivement la significativité seuil de 1%, 5% et 10%. On compare directement les P-value des statistiques individuelles au seuil  $\alpha$ . On rejette l'hypothèse  $H_0$  de non causalité si la P-value est inférieure au seuil  $\alpha$ .

## 5. Conclusion

Les statistiques sur l'évolution de masse monétaire et du PIB réel dans l'UEMOA montrent que la BCEAO a mené une politique monétaire expansive sur la période allant de 1994 à 2014. En effet, sur la période, la masse monétaire dans l'Union a plus que quadruplé, passant de 20 228 275 667 \$ US à 96 906 478 202 \$ US, soit une variation de 379,06%. Sur la même période le PIB réel (PIB) de l'Union s'est accru de 656,81%, en passant de 4 890 567 175 \$ US à 37 012 498 801 \$ US.

L'objectif poursuivi dans cet article, était de vérifier à l'aide du test de non causalité dans un panel hétérogène, de Dumitrescu et Hurlin (2011), si la forte croissance observée de 1994 à 2014, du PIB réel dans l'UEMOA, est causée l'accroissement de sa masse monétaire. Et cela en dépit de l'absence de corrélation entre les deux variables.

Avec des données biannuelles, tirées toutes de World Development Indicators (WDI) 2015, le test n'a pas rejeté pour l'UEMOA, la causalité entre la croissance de la masse monétaire et celle du PIB réel (tableau 2). Il ressort des résultats obtenus que le taux de croissance de la masse monétaire retardé de deux périodes, cause significativement le taux de croissance du PIB réel courant.

Pour les pays de l'Union, la causalité n'a pas non plus été rejetée (tableau 3). L'accroissement de la masse monétaire décalée de deux périodes cause significativement le taux croissance du PIB réel courant de chaque pays.

Les canaux de transmission (consommation domestique, investissement et exportations nettes) de la politique monétaire expansive menée par la BCEAO sur la période 1994 - 2014 ont bien fonctionné dans l'UEMOA. La politique monétaire a été efficace puisqu'elle a atteint son objectif en termes d'effets attendus sur les transactions, c'est-à-dire sur la sphère réelle de l'économie de la zone et sur celle des pays considérés individuellement. Cependant cette efficacité de la politique monétaire doit être relativisée, les résultats montrant que c'est seulement après un délai de deux années (c'est-à-dire 24 mois après un choc) que les effets attendus de la politique monétaire se transmettent à l'économie.

En termes de recommandations de politiques économiques, la BCEAO doit travailler à réduire le délai de réaction de sa politique monétaire qui est actuellement au maximum, soit de deux années (24 mois). Les études empiriques montrent en effet que celui-ci varie entre 9 et 24 mois. Si les canaux de transmission de la politique monétaire (consommation domestique, investissement et exportations nettes) sont plus réceptifs, la politique monétaire de l'Institution sera plus efficace.

## Références bibliographiques

Arellano M., Bond S. (1991), «Tests of specification for panel data: Monte-Carlo evidence and application to employment equations», *Review of economic studies*, 58, p. 277-297.

Banque Mondiale (2015), « World Development Indicators», The World Bank Group

Barro R., Sala-I-Martin X. (1995), «Economic growth», New-York Mc Graw-Hill.

BCEAO, Note d'information N<sup>o</sup> 6/2017: « Contribution de la banque centrale des états de l'Afrique de l'ouest (BCEAO) au financement des économies de l'UEMOA » Décembre 2017.

De Boissieu C. (2002), «Les Mécanismes de Transmission de la Politique Monétaire dans une Union Economique et Monétaire», Symposium du quatrième anniversaire de la BCEAO.

Dondassé A. P. (2017), «Déterminants du Taux de Croissance de la Productivité Totale des Facteurs (PTF) des Pays de l'UEMOA», Presse Universitaire, Université de Ouagadougou.

Dondassé A. P. (2007), «Capital Humain et Croissance Economique dans les Economies Africaines : Une Etude du Données de Panel», Thèse de Doctorat, Groupement de Recherche en Economie Quantitative d'Aix-Marseille (GREQAM), Université de la Méditerranée, Aix-Marseille II, Janvier 2007.

- Dumitrescu E. I., Hurlin C. (2011), «Testing for granger non-causality in heterogeneous panels», Maastricht University et Université d'Orléans (LEO).
- Ekobena S. Y. F. (2013), «Politique Monétaire et Croissance Economique en zone CEMAC : une Approche en Données de Panel», Université de Yaoundé 2, Cameroun.
- Granger C. W. J. (1969),«Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods», *Econometrica*, 37(3), p. 424-438.
- Han C., Phillips P. C. B., Sul D. (2012), «Lag Length Selection in Panel Autoregressions », *Econometric Reviews*, 36, (1-3), p. 225-240.
- Holtz-Eakin D., Newey W., Rosen H.S. (1988),«Estimating Vector Autoregressions with Panel Data», *Econometrica*, 56, p. 1371-1396.
- Hsiao C. (1981),«Autoregressive Modelling and Money-Income Causality Detection» *Journal of Monetary economics*, 7(1), p. 85-106.
- Hurlin C. (2004),«Testing Granger Causality in Heterogeneous Panel Data Models with Fixed Coefficients» Document de Recherche, LEO, 2004-4.
- Hurlin C. (2006), «L'Econométrie des Données de Panel», Ecole Doctorale Edocif, Séminaire Méthodologique. [https://www.univ-orleans.fr/deg/masters/ESA/CH/CoursPanel\\_Chap1.pdf](https://www.univ-orleans.fr/deg/masters/ESA/CH/CoursPanel_Chap1.pdf)
- Im K. S., Pesaran M. H., Shin Y. (2003), «Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels», *Journal of Econometrics*, 115, 1, p. 53-74.
- Ireland P. (1994), «Money and Growth: An Alternative Approach», *The American economic review*, March, p. 47-65.
- Islam N. (1995) : «Growth Empirics : A Panel Data Approach», *Quarterly Journal of Economics*, 110, pp. 1127-1170.
- Koné S. (1998), «L'Impact des politiques monétaire et budgétaire sur la croissance économique dans les pays de l'UEMOA». Document d'Etudes et de Recherche, BCEAO, Juin 1998, N° DER /98/03.
- Kónya L. (2006),«Exports and growth: Granger causality analysis on OECD countries with a panel data approach » *Economic Modelling* 23, p. 978-992.
- Krishnamurthy A., Vissing-Jorgensen A. (2011),«The Effects of Quantitative Easing on Interest Rates: Channels and Implications for Policy», NBER Working Paper Series 17555.

- Levin A., Lin C. F., Chu C. S. J. (2002), «Unit root tests in panel data: asymptotic and finite-sample properties», *Journal of Econometrics*, 108(1): p. 1-24.
- Lopez L., Weber S. (2017), «Testing for Granger Causality in panel data», University of Neuchâtel, Institute of Economic Research, IRENE Working Paper 17-03.
- Mallayé D. (2009), «Réformes monétaires et Croissance Economique en Zone CEMAC», MPRAPaper19621.
- Mankiw G., Romer D. and Weil D. (1992) : «A Contribution to the Empirics of Economics Growth», *Quarterly Journal of Economics*, 107, pp. 407-438.
- McCandless G. T., Weber W. (1995), «Some Monetary Facts», *Quarterly Review*, issue Sum, N° v. 19, n° 3, pp. 2-11.
- Moon H. R., Perron B., Phillips P. C. B. (2007), «Incidental trends and the power of panel unit root tests», *Journal of Econometrics*, 141(2) p. 416-459.
- Nubukpo K. K. (2002), «L'Impact de la Variation des Taux d'Intérêt Directeurs de la BCEAO sur l'Inflation et la Croissance dans l'UMOA», Notes d'Information et Statistiques de la BCEAO, 2002, juin, N°526.
- Ondo A. O. (2005), «Effets anti-Keynésiens et Ajustement (le cas de la Zone CEMAC)», *Economie et Gestion*, n° spécial, Université Omar Bongo.
- Sims C. A. (1972), «Money, Income, and Causality», *American Economic Review*, 62, p. 540-552.
- Tobin J. (1965), «Money and economic growth», *Econometrica*, 33, p. 671-684.
- Weinhold D. (1996), «Tests de Causalité sur Données de Panel: Une Application à l'Etude de la Causalité entre l'Investissement et la Croissance», *Economie et Prévision*, 126, p. 163-175.
- Wooldridge J. M. (2002), «Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data», Cambridge, MA: MIT Press.

## Annexes

### **Annexe 1 : présentation succincte<sup>8</sup> du test d'homogénéité de Hsiao(1986) et des résultats**

Modèle de panel :

$$PIB_{i,t} = \alpha_i + \beta_i MM_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

$i$

= Bénin, Burkina F, Côte d'Ivoire, Guinée Bissau, Mali, Niger, Sénégal, Togo,  
 $t = 1994, 1996, \dots, 2014: (T = 11)$ .

Les  $\alpha_i$  sont des effets spécifiques individuels et les  $\beta_i$  les paramètres de la régression de la variable explicative ; les  $\varepsilon_{i,t}$  sont des termes d'erreurs indépendamment et identiquement distribués suivant une loi normale, tel que  $E(\varepsilon_{i,t}) = 0$  et  $V(\varepsilon_{i,t}) = \sigma_{\varepsilon,i}^2$ .

- **Hypothèses testées à la première étape :**

$$\left\{ \begin{array}{l} H_0: \alpha = \alpha_i \text{ et } \beta = \beta_i \quad \forall i = 1, \dots, N \\ H_1: \exists \alpha_i \neq \alpha_j \text{ ou } \beta_i \neq \beta_j \quad \forall i, j = 1, \dots, N \end{array} \right.$$

- **Hypothèses testées à la deuxième étape :**

$$\left\{ \begin{array}{l} H_0: \beta = \beta_i \quad \forall i = 1, \dots, N \\ H_1: \exists \beta_i \neq \beta_j \quad \forall i, j = 1, \dots, N \end{array} \right.$$

- **Hypothèses testées à la troisième étape :**

$$\left\{ \begin{array}{l} H_0: \alpha = \alpha_i \quad \forall i = 1, \dots, N \\ H_1: \exists \alpha_i \neq \alpha_j \quad \forall i, j = 1, \dots, N \end{array} \right.$$

Si à toutes les étapes du test, l'hypothèse  $H_0$  est rejetée, le modèle est globalement hétérogène, et s'écrit :

$$PIB_{i,t} = \alpha_i + \beta_i MM_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad i = 1, \dots, N \text{ et } t = 1, \dots, T$$

L'application du test de Hsiao (1986) sur nos données, a produit les résultats suivants :

---

<sup>8</sup> Pour une présentation détaillée, cf. Hurlin (2006).

**Tableau 1A : résultats du test d'homogénéité de Hsiao**

Etapes	Hypothèse nulle des tests	Statistique de Fischer	P-Value
Etape 1	$H_0$ : Homogénéité des effets individuels $\alpha_i$ et des paramètres de régression $\beta_i$	$F_1 = 3,1236^{***}$	0,0007
Etape 2	$H_0$ : Homogénéité des paramètres de régression $\beta_i$	$F_2 = 3,6787^{***}$	0,0018
Etape 3	$H_0$ : Homogénéité des effets individuels $\alpha_i$	$F_3 = 2,0758^*$	0,0557

Source : estimations de l'auteur. Note : \*\*\*, \*\* et \* : traduisent respectivement la significativité seuil de 1%, 5% et 10%.

A chaque étape du test, l'hypothèse nulle d'homogénéité du modèle est rejetée. Le panel associé au modèle est hétérogène et valide la suite pour l'utilisation du test de non causalité de D-H.

### **Annexe 2 : test d'autocorrélation de Wooldridge**

Pour les deux variables, le test de stationnarité de Im et al. (2003) a été précédé du test d'autocorrélation de Wooldridge, pour savoir si c'est la version simple ou augmentée du test de stationnarité qu'il faut utiliser.

Les résultats du test dans le tableau 2A montrent la variable  $PIB_{i,t}$ , les résidus ne sont pas autocorrélés. La version simple du test de stationnarité de Im et al., avec la statistique  $t_{bar_{NT}}$  sied pour cette variable.

Pour la variable  $MM_{i,t}$ , une autocorrélation d'ordre 2 des résidus est détectée. Il faut inclure dans le test  $\Delta MM_{i,t-2}$  et  $\Delta MM_{i,t-4}$ , afin de blanchir les résidus. La version augmentée du test de stationnarité de Im et al., avec la statistique  $W_{tbar}$ , est celle qui est implémentée pour cette variable.

**Tableau A2 : résultats du test d'autocorrélation de Wooldridge**

Variable	Statistique de Fischer	P-Value	Hypothèse acceptée
$PIBg_{i,t}$	$F(1, 7) = 12,115^{***}$	Prob > F = 0,0103	$H_0$
$MMg_{i,t}$	$F(1, 7) = 3,363^{**}$	Prob > F = 0,1093	$H_1$

Variable	Modèle augmenté de	Statistique de Fischer		Hypothèse acceptée
$MMg_{i,t}$	$\Delta MMg_{i,t-2}$	$F(1, 7) = 3,278$	Prob > F = 0,1131	$H_1$
	$\Delta MMg_{i,t-2}$ et de $\Delta MMg_{i,t-4}$	$F(1, 7) = 4,051^*$	Prob > F = 0,0840	$H_0$

Source : estimations de l'auteur. Note : \*\*\*, \*\* et \* : traduisent respectivement la significativité seuil de 1%, 5% et 10%.

**Annexe 3 : test de stationnarité de Im et al. (2003)**

Les tests de stationnarité de Im et al. (2003) sont réalisés, pour les deux variables  $PIBg_{i,t}$  et  $MMg_{i,t}$ , avec les options constante et trend d'une part, constante et sans trend d'autre part. les résultats sont dans le tableau A3.

**Tableau A3 : résultats du test de stationnarité**

Variable	Modèle	Statistique	Valeurs critiques	Hypothèse acceptée
$PIBg_{i,t}$	avec trend	$t_{bar_{NT}} = -3,4306^{***}$	1% : -2,880	$H_1$
			5% : -2,660	
			10% : -2,540	
	sans trend	$t_{bar_{NT}} = -3,4940^{***}$	1% : -2,240	$H_1$
			5% : -2,020	
			10% : -1,900	

Variable	Modèle	Statistique	P-Value	Hypothèse acceptée
$MMg_{i,t}$	avec trend	$W_{tbar}$ = -1,6209*	0,0525	$H_1$
	sans trend	$W_{tbar}$ = - 3,1427***	0,0008	$H_1$

Source : estimations de l'auteur. Notes : on compare des statistiques calculées  $t_{bar_{NT}}$  à leurs valeurs critiques. Si la statistique est inférieure à la valeur critique, l'hypothèse  $H_0$  est rejetée et la variable est stationnaire. On compare les P-Value des statistiques  $W_{tbar}$  au seuil  $\alpha$ . Si la P-Value est inférieure au seuil  $\alpha$  considéré, l'hypothèse  $H_0$  est rejetée et la variable est stationnaire.\*\*\*, \*\* et \* : traduisent respectivement la significativité seuil de 1%, 5% et 10%.

Les résultats montrent que les deux variables  $PIBg_{i,t}$  et  $MMg_{i,t}$  sont toutes stationnaires à niveau : I(0).

#### **Annexe 4 : détermination du nombre de retards optimal pour le test DH**

Les variables étant toutes stationnaires en niveau, l'ordre de retard à prendre en compte dans le test de D-H se fera sur le modèle :

$$PIBg_{i,t} = \alpha_i + \sum_{l=2}^L \beta_{il} PIBg_{i,t-l} + \sum_{l=2}^L \gamma_{il} MMg_{i,t-l} + \varepsilon_{i,t}$$

Le modèle étant dynamique, avec des effets individuels  $\alpha_i$  qui augmentent le nombre paramètres à estimer, Moon et al. (2007) ont montré que l'utilisation des critères d'information usuels (Akaike information  $AIC$ , Bayesian information  $BIC$ ) de C. Hsiao (1981), pour déterminer le nombre de retards optimal, n'est pas appropriée.

Han et al. (2012) ont ainsi proposé un critère d'information modifié  $IC$ , adapté pour ce type de modèle dynamique, avec des effets individuels  $\alpha_i$ , que nous utilisons ici.

$$IC(l) = \ln \hat{\sigma}_l^2 + L * \frac{\ln(\sqrt{NT_l})}{\sqrt{NT_l}}, \text{ avec } \hat{\sigma}_l^2 = \frac{1}{NT_l} \sum_{i=1}^N \sum_{t=l+2}^T \hat{\varepsilon}_{li,t}^2$$

On calcule les différents  $IC(l)$  et on retient le retard  $l$  pour lequel  $IC(l)$  est minimal. Les résultats des calculs sont dans le tableau A4.

**Tableau A4 : résultats du calcul du critère d'information modifié *IC***

Variable expliquée	Nombre de retards <i>l</i>	Critère d'information <i>IC(l)</i>
<i>PIBg<sub>i,t</sub></i>	2	3,8499
	4	4,2014
	6	4,6591
	8	5,2139

Source : calculs de l'auteur. Note : les données biannuelles expliquent l'évolution des retards 2, 4, 6, 8.

la plus petite valeur du critère d'information modifié *IC* est obtenue pour  $l = 2$ . Un seul retard sera pris en compte dans la suite pour le test de non causalité de D-H (2011) et le modèle du test prendra finalement la forme suivante :

$$PIBg_{i,t} = \alpha_i + \beta_{i2}PIBg_{i,t-2} + \gamma_{i2}MMg_{i,t-2} + \varepsilon_{i,t}.$$