

# REVUE ECONOMIQUE ET MONETAIRE

N° 17 - JUIN 2015



**BCEAO**  
BANQUE CENTRALE DES ETATS  
DE L'AFRIQUE DE L'OUEST



# BCEAO

BANQUE CENTRALE DES ETATS  
DE L'AFRIQUE DE L'OUEST

Siège - Avenue Abdoulaye FADIGA  
BP : 3108 - DAKAR (Sénégal)  
Tél. : +221 33 839 05 00  
Télécopie : +221 33 823 93 35  
Site internet : <http://www.bceao.int>

**Directeur de Publication**  
**Clément ADOBY**

*Directeur des Etudes  
et de la Recherche*

*Emails : [courrier.zder@bceao.int](mailto:courrier.zder@bceao.int)  
[rem@bceao.int](mailto:rem@bceao.int)*

**Impression :**  
Imprimerie de la BCEAO  
BP : 3108 - DAKAR

# REVUE ECONOMIQUE ET MONETAIRE

---

N° 17 – Juin 2015



**BCEAO**  
BANQUE CENTRALE DES ETATS  
DE L'AFRIQUE DE L'OUEST

Les opinions exprimées dans cette revue sont publiées sous la responsabilité exclusive de leurs auteurs et ne constituent, en aucun cas, la position officielle de la Banque Centrale des Etats de l'Afrique de l'Ouest (BCEAO).

La reproduction intégrale ou partielle des articles ne peut être faite qu'avec l'autorisation préalable des auteurs. Les demandes sont adressées à la BCEAO à qui une copie du document contenant les articles reproduits sera remise.

Toutefois, sont autorisées les reproductions destinées à un usage strictement personnel et privé ou les analyses et courtes citations justifiées par le caractère scientifique ou d'information de l'œuvre dans laquelle elles sont incorporées, à condition d'en mentionner la source.

## **LISTE DES MEMBRES DES ORGANES DE LA REVUE ECONOMIQUE ET MONETAIRE**

La REM est dotée d'organes conformes aux standards internationaux, à savoir un Secrétariat d'Edition, un Comité Editorial, un Comité Scientifique et un Directeur de Publication.

Le **Comité Editorial** est un organe interne à la Banque Centrale composé comme suit :

- le Directeur Général de l'Economie et de la Monnaie, Président ;
- le Directeur des Etudes et de la Recherche ;
- le Directeur des Statistiques ;
- le Directeur de la Conjoncture Economique et des Analyses Monétaires ;
- le Directeur de la Stabilité Financière ;
- le Directeur des Activités Bancaires et du Financement des Economies ;
- le Directeur du Centre Ouest Africain de Formation et d'Etudes Bancaires.

Le **Comité Scientifique** regroupe des membres externes à la Banque Centrale, en l'occurrence des universitaires et des chercheurs de renom, reconnus pour leur expertise dans le domaine des sciences économiques et de la monnaie. Il est composé comme suit :

- Professeur Fulbert AMOUSSOUGA GERO, Université d'Abomey-Calavi de Cotonou (Bénin), Président ;
- Professeur Adama DIAW, Université Gaston Berger de Saint-Louis (Sénégal), membre ;
- Professeur Ahmadou Aly MBAYE, Université Cheikh Anta DIOP de Dakar (Sénégal), membre ;
- Professeur Egnonto KOFFI-TESSIO, Université de Lomé (Togo), membre ;
- Professeur Idrissa OUEDRAOGO, Université de Ouaga II (Burkina Faso), membre ;
- Professeur Jean-Paul POLLIN, Université d'Orléans (France), membre ;
- Professeur Mama OUATTARA, Université Félix Houphouët Boigny (Côte d'Ivoire), membre ;
- Professeur Michel NORMANDIN, HEC Montréal (Canada), membre ;
- Professeur Nasser Ary TANIMOUNE, Université d'Ottawa (Canada), membre ;
- Professeur Velayoudom MARIMOUTOU, Université d'Aix Marseille II (France), membre.

Le **Secrétariat d'Edition** est assuré par la Direction des Etudes et de la Recherche de la BCEAO.

Le **Directeur de Publication** de la Revue Economique et Monétaire (REM) est le Directeur des Etudes et de la Recherche.

# SOMMAIRE

AVANT-PROPOS.....	5
L'INTEGRATION FINANCIERE INTERNATIONALE ET LA CROISSANCE ECONOMIQUE DANS LES PAYS DE L'UEMOA : LE RÔLE DE LA VOLATILITE DES FLUX DE CAPITAUX.....	6
INCERTITUDES ET PERFORMANCES MACROECONOMIQUES DANS LA ZONE UEMOA.....	48
NOTE AUX LECTEURS.....	82

## AVANT-PROPOS

La Revue Economique et Monétaire (REM) est une revue scientifique éditée et publiée par la Banque Centrale des Etats de l'Afrique de l'Ouest (BCEAO), dans le cadre de ses actions destinées à promouvoir la recherche au sein de l'Institut d'émission et dans les Etats membres de l'Union Economique et Monétaire Ouest Africaine (UEMOA). Cette revue a pour vocation de constituer un support de référence pour les publications des universitaires et chercheurs de l'UEMOA, mais aussi pour les travaux de recherche qui s'intéressent aux économies en développement en général et à celles de l'Union en particulier.

Ce dix-septième numéro de la Revue comprend deux (2) articles dont le premier est intitulé « L'intégration financière internationale et la croissance économique dans les pays de l'UEMOA : le rôle de la volatilité des flux de capitaux » et le second « Incertitudes et performances macroéconomiques dans la zone UEMOA ».

A travers le premier article, l'auteur compare les effets de l'intégration financière sur la croissance en tenant compte de la volatilité des entrées de capitaux, suivant plusieurs méthodes d'estimation adaptées aux données de panel et plus particulièrement celle du Pooled Mean Group. Il ressort de cette analyse que l'intégration financière a un impact significatif et positif sur la croissance économique, qui est beaucoup plus élevé à long terme qu'à court terme dans les pays de l'UEMOA. Pour maintenir cet effet sur la croissance de long terme et limiter l'impact négatif de la variabilité des flux de capitaux, l'auteur trouve qu'il serait opportun de développer davantage le capital humain et d'encourager l'ouverture commerciale.

Quant au second article, il permet d'étudier les relations entre plusieurs variables macroéconomiques et leurs degrés d'incertitude sur la base d'une modélisation GARCH bivariée, couplée à la méthode du maximum de vraisemblance en information complète. Les résultats de ces travaux montrent qu'un taux d'inflation élevé est très souvent accompagné d'une incertitude très élevée de l'évolution du niveau général des prix dans la plupart des pays de l'Union. Cette incertitude du niveau d'inflation a des effets différenciés sur la production industrielle. Dans certains pays, elle fragilise l'activité – cas du Burkina et de la Guinée-Bissau – tandis qu'au Sénégal, elle contribue à la soutenir. Par ailleurs, l'impact de l'incertitude de l'activité industrielle sur la performance de ce secteur est relativement limité dans tous les Etats membres de l'Union à l'exception de la Côte-d'Ivoire. Dans ce pays, une relation négative est observée. L'auteur recommande, à cet égard, aux autorités monétaires de veiller à la stabilité des prix pour éviter tout éventuel frein à la croissance.

Au total, ce dix-septième numéro de la REM permet d'aborder plusieurs facteurs internes et externes qui favorisent ou freinent la croissance économique au sein de l'UEMOA.

# L'INTÉGRATION FINANCIÈRE INTERNATIONALE ET LA CROISSANCE ÉCONOMIQUE DANS LES PAYS DE L'UEMOA : LE RÔLE DE LA VOLATILITÉ DES FLUX DE CAPITAUX

Sionfou Seydou COULIBALY<sup>1</sup>

## Résumé

Ce papier vérifie d'une part, le rôle de la volatilité des flux entrants de capitaux privés dans l'analyse de la relation entre l'intégration financière internationale et la croissance économique, et d'autre part, essaie de déterminer la contribution de certaines variables économiques à atténuer les effets de cette volatilité. En effet, selon la théorie économique, l'entrée des capitaux privés par le biais de l'intégration financière internationale dans les pays hôtes est censée propulser la croissance économique. Or, les études empiriques sur cette question présentent des résultats ambigus. A l'aide de données de panels des pays de l'UEMOA sur la période 1970-2010, nous avons trouvé que les régressions sans l'indicateur de la volatilité des flux de capitaux donnent un impact non significatif de l'intégration financière internationale sur la croissance économique. Mais, lorsque nous prenons en compte cet indicateur dans les régressions, l'impact devient significativement positif. Ainsi, notre hypothèse théorique qui affirme que l'effet significativement positif de l'intégration financière internationale sur la croissance économique est occulté par l'omission d'un indicateur captant la volatilité des flux entrants de capitaux privés dans les régressions se trouve confirmée. Par ailleurs, nous avons trouvé par le biais d'une spécification multiplicative que le taux de scolarisation et d'ouverture commerciale contribuent à atténuer l'effet néfaste de la volatilité des flux de capitaux privés sur la croissance économique au-delà de certains seuils donnés.

## INFORMATIONS SUR L'ARTICLE

**Historique de l'article :** *Soumis le 6 mars 2012.*

*Reçu en première version révisée le 7 juin 2012.*

*Reçu en deuxième version révisée le 9 août 2012.*

*Puis en troisième révisée le 20 novembre 2012.*

*Reçu en quatrième version le 22 janvier 2014.*

*Accepté le 19 juin 2015.*

**Classification JEL :** *C23, F3, O4, O55.*

**Mots clés :** *Intégration financière internationale, volatilité des flux de capitaux, croissance économique, UEMOA.*

## Abstract

This paper verifies, on the one hand, the role of the volatility of private capital inflows in the analysis of the relationship between international financial integration and economic growth, and on the other hand, tries to determine the contribution of certain economic variables to lessen the effects of this volatility. Indeed, according to economic theory, the inflow of foreign capital through international financial integration in host countries is supposed to foster economic growth. Yet, the empirical studies on this issue present ambiguous results. Using panel data of WAEMU countries over the period 1970-2010, we found that the regressions without the indicator of capital flows' volatility show a non-significant effect of international financial integration on economic growth. But, when we take into account this indicator in regressions, the impact becomes significantly positive. Thus, our theoretical hypothesis which asserts that the significantly positive effect of international financial integration on economic growth is hushed up by the omission of an indicator capturing capital flows' volatility in regressions is confirmed. Furthermore, we found through a multiplicative specification that the school enrollment rate and trade openness rate contribute to mitigate the harmful impact of capital flows' volatility on economic growth beyond certain given thresholds.

## ARTICLE INFORMATIONS

**Article history:** *Submitted March 6, 2012.*

*Received in first revised form June 7, 2012.*

*Received in second revised form August 9, 2012.*

*Received in third revised form November 20, 2012.*

*Received in fourth revised form January 22, 2014.*

*Accepted June 19, 2015.*

**JEL Classification:** *C23, F3, O4, O55.*

**Keywords:** *International financial integration, capital flows' volatility, economic growth, WAEMU.*

---

<sup>1</sup>Doctorant en Sciences Economiques. UFR SEG de l'Université Félix Houphouët-Boigny de Cocody-Abidjan, Côte d'Ivoire.  
[coulsionseyd@yahoo.fr](mailto:coulsionseyd@yahoo.fr)



## Introduction

Avec l'objectif d'accroître les opportunités de financement des investissements restées faibles malgré les politiques de libéralisation financière vulgarisées dans les années 70<sup>2</sup> dans les pays sujets à la répression financière, l'ouverture du compte capital a été proposée dans les années 80 conformément à la volonté des institutions de Bretton Woods<sup>3</sup> et du Trésor Américain (Giraud, 2001 ; Bénassy-Quéré et Salins, 2005). Dans cette optique, la levée progressive des restrictions aux mouvements de capitaux entre les nations du monde a fait apparaître les concepts de mondialisation financière et d'intégration financière internationale. Le premier faisant référence à l'interconnexion croissante qu'opèrent les flux financiers, et le second portant sur le lien d'un pays donné avec les marchés financiers internationaux<sup>4</sup>. Ainsi, la plupart des pays développés et en développement ont ouvert leur compte de capital afin de profiter de l'intégration financière internationale. En effet, la mobilité des capitaux dans le cadre de l'intégration financière internationale selon la théorie économique est nécessaire à un pays afin de tirer parti des avantages qu'offre l'économie mondiale et assurer la propulsion de sa croissance économique.

Notons que contrairement à la situation d'autarcie financière, l'intégration financière est censée accroître la liquidité de l'économie et les possibilités d'emprunt des agents économiques dans la mesure où ceux-ci peuvent, en plus du marché national, emprunter sur le marché international, ou profiter de l'entrée de capitaux étrangers voire de la baisse des taux d'intérêt (coût du crédit), due à la concurrence entre capitaux étrangers et domestiques. Ainsi, l'intégration financière internationale est un instrument pertinent pour la croissance économique.

La plupart des études empiriques qui s'intéressent à la relation entre l'intégration financière internationale et la croissance économique montrent des résultats ambigus. Nous citons entre autres, les études de Bekaert et *al.* (2005), Borensztein et *al.* (1998), De Mello (1999), Reisen et Soto (2001), Shahbaz et *al.* (2008), et Oyovwi et Eshenake, (2013), qui ont trouvé un effet bénéfique de l'intégration financière internationale sur la croissance économique alors que certaines comme celles de Rodrik (1998), Kraay (1998), Edison et *al.* (2002), Egbetunde et Akinlo, (2014) et Nguyen, et *al.* (2014) ont trouvé un lien négatif ou non significatif entre ces deux entités. Pourtant, les nombreuses tentatives d'explication de cette ambiguïté qui se succèdent dans la littérature empirique font état d'un certain nombre d'insuffisances. Nous citons entre autres, Makrem (2009) qui justifie cette divergence des résultats par l'usage d'échantillons hétérogènes tandis qu'Azzabi (2012), la justifie par les méthodologies et les types d'estimations<sup>5</sup> utilisées.

---

<sup>2</sup> Voir McKinnon (1973) et Shaw (1973).

<sup>3</sup> Ici, il s'agit du Fonds Monétaire International et de la Banque Mondiale.

<sup>4</sup> Selon Worthington et Higgs (2007), l'intégration financière est le processus par lequel les marchés financiers d'un pays, à savoir, les marchés monétaires, des obligations, du crédit bancaire et des actions deviennent plus étroitement intégrés avec ceux du reste du monde.

<sup>5</sup> En effet, selon l'auteur, un certain nombre de travaux vérifient la relation entre l'ouverture financière et la croissance à l'aide de données en coupe (données avec une seule dimension individuelle, c'est-à-dire une dimension propre aux pays). Par contre, d'autres mettent l'accent sur l'importance de la prise en compte de la double dimension individuelle et temporelle des données en estimant des régressions en panel. Par ailleurs, d'autres s'intéressent à l'analyse de séries temporelles, omettant ainsi les éventuelles disparités inter-pays pouvant caractériser le lien empirique entre l'ouverture financière et la croissance. L'auteur ajoute à la liste des insuffisances la variété des techniques d'estimation de la relation entre l'ouverture financière et la croissance. Ces techniques allant de la simple méthode des Moindres Carrés Ordinaires, à la technique des variables instrumentales ou à la Méthode des Moments Généralisés (en système ou en différence).

Au regard de tout ce qui précède, et cherchant à détecter d'autres raisons probables au manque de consensus dans cette relation « intégration financière internationale et croissance économique », notre constat est qu'en général, elle a toujours été étudiée sans tenir compte de la volatilité des flux de capitaux<sup>6</sup>. Or, au cours des années 90, à la fois dans les pays développés et ceux dits en développement, les flux de capitaux ont connu des phases de volatilités importantes (Reis, 2005) et ces phénomènes se sont poursuivis au cours des années 2000. De même dans la littérature, il est reconnu qu'une économie connaissant une grande mobilité des capitaux, des arrêts soudains<sup>7</sup> dans les entrées de capitaux peuvent survenir et entraîner des revirements du compte courant<sup>8</sup> et des processus d'ajustement très coûteux (Dornbush, Goldfajn et Valdès, 1995 et Stiglitz, 2002). Les baisses dans les entrées de capitaux mettent à mal le processus de production économique. Par ailleurs, une hausse dans l'entrée des flux de capitaux internationaux favorise une expansion du crédit domestique qui accroît la part des prêts improductifs et précipite le système financier dans une situation vulnérable (Sula, 2010). Egalement, une hausse des entrées de capitaux induit des principes économiques dégradants tels que l'appréciation des taux de change, de larges déficits du compte courant et des taux d'intérêt élevés. Ainsi, nous pensons que les épisodes de volatilité dans la réception des capitaux internationaux, causant un certain nombre de distorsions dans les économies, contribueraient à occulter l'impact bénéfique de l'ouverture financière sur la croissance économique. Ainsi, la prise en compte d'un indicateur représentant la volatilité des flux de capitaux semble plus qu'indispensable dans les spécifications économétriques afin de mieux apprécier l'effet bénéfique de l'intégration financière sur la croissance économique. Cette méthode d'analyse que nous adoptons s'inspire de celle de Kpodar (2006). En effet, ce dernier, face au manque de consensus sur l'étude de la relation entre le développement financier et la croissance économique a inclus un indicateur captant l'instabilité financière dans sa spécification économétrique. Les résultats qu'il a obtenus ont montré que la prise en compte de l'indicateur d'instabilité financière dans les régressions résolvait l'ambiguïté relevée dans les études antérieures en rétablissant l'effet bénéfique du développement financier sur la croissance économique.

Il n'existe à notre connaissance dans la littérature aucune étude appliquée systématique sur la vérification du rôle de l'instabilité des flux de capitaux internationaux dans l'analyse de la relation entre l'intégration financière internationale et la croissance économique. Nous nous proposons d'étudier ici ce lien dans le cadre des pays de l'UEMOA dans la mesure où ces derniers accordent une place de choix aux capitaux privés étrangers pour la relance de leur croissance économique.

L'objectif de cette étude est, d'une part, de vérifier l'incidence de l'instabilité de l'entrée des flux de capitaux privés internationaux dans la détermination de l'impact de l'intégration financière internationale sur la croissance économique, et d'autre part, d'essayer de déterminer l'existence

---

<sup>6</sup> La volatilité des flux de capitaux désigne ici les fluctuations à la hausse et à la baisse des entrées de capitaux internationaux. Elle est habituellement associée à des chutes de l'activité économique (Bordo et al. 2007). Selon Hutchinson et Noy (2004), le phénomène de la volatilité des flux de capitaux implique un revirement des entrées des flux de capitaux associées aux crises monétaires ou de balance des paiements.

<sup>7</sup> La notion d'« arrêts soudains » des entrées de capitaux internationaux est définie comme une situation où le flux de capital entrant dans un pays est significativement réduit dans une très courte période de temps.

<sup>8</sup> Les revirements du compte courant désignent d'importantes baisses du déficit du compte courant qui a lieu en l'espace d'un ou deux ans.

de seuils probables inhérents à certaines variables économiques pour atténuer les effets de cette instabilité.

Pour répondre à la question qui nous préoccupe, nous allons vérifier les hypothèses suivantes dans le cadre des pays de l'UEMOA, à savoir :

- l'effet significativement positif de l'intégration financière internationale sur la croissance économique est occulté par l'omission de la volatilité des flux de capitaux étrangers dans les régressions ;
- la formation du capital humain, l'ouverture commerciale et le développement du système financier contribuent à atténuer les effets néfastes de l'instabilité des flux de capitaux sur la croissance économique.

Dans le cadre de la vérification économétrique de ces hypothèses, nous avons considéré l'échantillon des huit (8) pays de l'UEMOA sur la période 1970-2010 et trois méthodes économétriques, notamment, l'estimateur des Mean Group<sup>9</sup> (MG), l'estimateur des Pooled Mean Group<sup>10</sup> (PMG) et l'estimateur des Dynamic Fixed Effects<sup>11</sup> (DFE).

L'intérêt de notre étude vient du fait que de nos jours, l'intégration financière internationale fait partie des stratégies de développement de la plupart des pays du monde et particulièrement ceux en développement dont les pays de l'UEMOA. Ainsi, la présente étude arrive à propos afin d'orienter au mieux l'action des décideurs économiques dans les pays de l'UEMOA.

La présente étude est structurée en quatre sections. La première section présente une revue de la littérature. La seconde section présente la méthodologie de l'étude. La troisième section présente l'analyse empirique et la quatrième section expose les résultats.

## **I. La revue de la littérature**

### **1. La volatilité des flux de capitaux et la croissance économique**

Dans la littérature économique, à la fois au niveau théorique et empirique, un certain nombre d'auteurs ont essayé de détecter les effets et les canaux d'influence de la volatilité des flux de capitaux sur la production. Ainsi, selon Dornbusch, Goldfajn et Valdès (1995) et Stiglitz (2002), dans une économie connaissant une grande mobilité des capitaux, des volatilités ou arrêts soudains des entrées de capitaux peuvent entraîner des revirements du compte courant et des processus d'ajustement très coûteux. De même, Stiglitz (2002), avance que l'absence de restrictions au degré de la mobilité du capital accroît la probabilité qu'un pays soit confronté à des crises externes incluant des arrêts soudains dans les flux des capitaux entrants et des revirements du compte courant. Calvo et Rheinart (1999), en analysant les mécanismes au travers desquels une volatilité dans les flux internationaux de capitaux puisse entraîner une crise monétaire ou de balance des paiements et les raisons qu'une chute de la production puisse en découler, sont parvenus à deux conclusions. D'une part, l'effet Keynésien occasionne une chute

---

<sup>9</sup> Mean Group = Moyenne de Groupe

<sup>10</sup> Pooled Mean Group = Moyenne de Groupe Agrégée

<sup>11</sup> Dynamic Fixed Effects = Effets fixes dynamiques

dans le crédit qui est imputable à la volatilité dans les entrées de capitaux combinées à une prime de financement externe et un accélérateur financier. Ce qui réduit la demande agrégée et entraîne une baisse de la production. D'autre part, le canal de Fisher souligne qu'une volatilité des flux de capitaux rehausse la sévérité d'une crise monétaire puisqu'elle touche le secteur financier, et étant donné les contraintes collatérales, provoque une déflation par l'endettement et une réelle contraction. Par ailleurs, les faillites bancaires peuvent engendrer des externalités négatives. En effet, les banques peuvent devenir plus prudentes et réduire les prêts. Ce qui en retour provoque une autre chute du crédit, « l'effet d'évanouissement du crédit », et contribue à la récession.

Cowan et Raddatz (2011), utilisent des données de niveau-industrie dans un échantillon de 45 pays développés et émergents et une méthodologie de différences-en-différences pour fournir la preuve du rôle des frictions financières pour les conséquences des arrêts brusques en termes d'effondrements de la production. Leurs résultats montrent qu'en conformité avec les frictions financières devenant importantes, les industries plus dépendantes des financements extérieurs faiblissent plus significativement au cours d'un arrêt brusque, en particulier dans les pays moins développés financièrement.

Acikgoz et *al.* (2011), se sont intéressés à la relation entre la volatilité des IDE (Investissements Directs Etrangers) et la croissance économique dans le cas de la République Tchèque et la Hongrie (les principaux pays bénéficiaires de l'IDE dans la région Europe de l'Est). Ils utilisent une méthodologie EGARCH<sup>12</sup> pour modéliser la volatilité des IDE et la méthode de cointégration ARDL. A l'issue de leur étude, ils constatent que la volatilité des IDE a un effet négatif et statistiquement significatif (à long terme) sur la croissance économique dans ces pays, conformément à la théorie économique. En outre, leurs résultats empiriques basés sur l'approche ARDL<sup>13</sup> indiquent qu'il existe une relation de cointégration ou d'équilibre de long terme entre la volatilité des IDE et la croissance du PIB réel dans ces deux pays.

Hutchison et Noy (2006), ont tenté de faire la distinction entre les dynamiques de la production associées aux crises monétaires, aux revirements dans les afflux de capitaux et les arrêts soudains dans l'afflux des capitaux étrangers à l'aide d'un échantillon de données de panel, sur la période 1975-1997 pour 24 pays émergents. Il ressort de leur analyse que les arrêts inattendus dans l'arrivée des flux de capitaux ont un important impact négatif mais de courte durée sur la croissance de la production en plus de celui relevé lors des crises monétaires. Selon eux, une crise monétaire réduit la production d'environ 2 à 3% tandis que les arrêts soudains la réduisent d'un supplément de 6 à 8% durant l'année de la crise.

---

<sup>12</sup> Exponential General Autoregressive Conditional Heteroskedasticity

<sup>13</sup> ARDL signifie Auto-Régressif à Retards Echelonnés.

## **2. Les effets de l'intégration financière internationale sur la croissance économique**

### **1.2.1. Les effets théoriques**

Selon le raisonnement théorique, l'intégration financière internationale tout en représentant un effet bénéfique pour le développement économique présente également des effets pervers qui peuvent nuire à cette croissance. Notons que les effets bénéfiques de l'intégration financière sur la croissance comprennent entre autres : l'accroissement de l'épargne et de l'investissement domestique, l'allocation internationale du risque, le lissage de la consommation, le transfert de technologie, des techniques de gestion et du savoir-faire, etc. Ainsi, d'après Schmukler (2003), dans un monde financièrement intégré, les fonds peuvent se déplacer librement des pays à excès de fonds vers les pays où le produit marginal du capital est élevé. Dans cette optique, il se peut qu'à la fois, les institutions et les agents économiques étrangers fournissent du capital aux pays en développement s'ils estiment que ces pays vont croître plus rapidement que les pays développés. Ce qui aura pour conséquence, l'augmentation de l'épargne intérieure. Ainsi, les pays bénéficiaires pourront lisser la consommation et faire financer les investissements par le capital étranger.

Pour Agénor (2003), l'accès aux marchés de capitaux internationaux peut permettre à un pays de s'engager dans le lissage de sa consommation en lui permettant d'emprunter dans les mauvais moments, c'est-à-dire au cours d'une récession ou lors d'une brusque détérioration des termes de l'échange et de prêter dans les bonnes périodes, c'est-à-dire dans une situation d'expansion ou suivant une amélioration dans les termes de l'échange du pays. En permettant aux ménages domestiques de lisser leur consommation dans le temps, les flux de capitaux accroissent ainsi le bien-être.

Selon Kyaw (2003), puisque les nouvelles technologies prennent naissance et s'adaptent dans les entreprises des pays industrialisés, il se peut que l'Investissement Direct Etranger soit le moyen le plus efficace pour les économies en développement d'accéder à ces nouvelles technologies. L'achat des entreprises domestiques par les investisseurs étrangers, favorise le transfert de nouvelles technologies et de techniques de gestion qu'ils ont développées afin de restructurer l'activité de production dans ces entreprises. Ce qui rend l'entreprise voire le pays bénéficiaire plus compétitif au plan international.

Par ailleurs, Romer (1993), affirme l'existence d'écart technologique entre les pays riches et les pays pauvres et que l'IDE peut faciliter le transfert technologique et le savoir-faire « *Know-How* » vers les pays les plus pauvres. Ainsi, ces transferts généreront des spillovers importants pour ces économies pauvres. Kugler (2006), avance qu'à la suite des IDE, les externalités de connaissance positive inter-industries bénéfiques aux producteurs du pays d'accueil sont plus probables que les spillovers (avantages dynamiques) intra-industries. Effectivement, dans le cadre des Firmes Multinationales, les spillovers technologiques peuvent représenter un avantage lorsqu'ils se diffusent dans les autres branches de l'industrie et une perte quand ils se diffusent dans la branche d'activité de la filiale.

L'implantation de banques étrangères dans le cadre de la mondialisation financière favorise le transfert des règles prudentielles et une capitalisation plus importante ; ce qui a pour conséquence d'améliorer les performances du système financier domestique. Levine (1996) et Caprio et Honohan (1999) affirment que l'entrée de banques étrangères améliore la qualité et la disponibilité des services financiers sur le marché domestique, en augmentant le degré de compétition des banques, en favorisant l'application de techniques bancaires plus sophistiquées et une technologie (tels les systèmes plus avancés de gestion des risques) qui peut accroître l'efficacité en abaissant les coûts d'acquisition et de traitement de l'information sur les emprunteurs potentiels.

Les effets pervers de l'intégration financière tournent autour de la mauvaise allocation des ressources. Ces effets sont liés à l'entrée des banques étrangères et l'instabilité macroéconomique. Agénor (2003) stipule que quoique les afflux de capitaux dans le cadre de l'ouverture du compte capital soient susceptibles de relever l'investissement domestique, il se peut que leur impact dans le cadre de la croissance de long terme connaisse des limites si de tels afflux sont utilisés pour financer les investissements domestiques spéculatifs ou de faibles qualités, tels que les investissements dans le secteur de l'immobilier. La faible productivité des investissements dans le secteur des biens non échangeables peut réduire dans le temps la capacité d'exporter et conduire à une croissance des déséquilibres extérieurs. Il poursuit pour dire que la mauvaise allocation des entrées de capitaux est en partie la résultante des distorsions préexistantes dans le secteur financier. En effet, il se peut que dans les Etats disposant d'un secteur bancaire affaibli doublé d'une supervision insuffisante du système financier, l'intermédiation directe et indirecte d'importants fonds par le système bancaire aggravent les problèmes de risque moral associé à une assurance de dépôt. Ceci signifie que les prêteurs peuvent s'engager dans des opérations de prêts plus risquées et plus concentrées. Par ailleurs, l'arrivée des institutions financières étrangères dans les pays récepteurs de capitaux étrangers crée un effet pervers au sein de ces économies.

Les banques étrangères sont susceptibles de pratiquer un rationnement du crédit aux petites entreprises dans une plus large mesure que les banques locales, et aussi de se concentrer sur les grandes et puissantes entreprises. Si les banques étrangères doivent en effet suivre une stratégie de concentration de leurs opérations de prêts seulement sur les firmes emprunteuses les plus solvables, leur présence contribuera probablement peu à une entière croissance de l'efficacité du secteur financier. En menant à un plus grand degré de rationnement de crédit aux petites entreprises, elles auront un impact négatif sur la production, l'emploi, et la distribution du revenu (Agénor, 2003).

### **1.2.2. Les effets empiriques**

La contribution positive de l'intégration financière internationale à la croissance économique a été mise en évidence par de nombreux auteurs à travers différents flux de capitaux, à savoir les flux d'investissements directs étrangers, les flux d'investissements de portefeuille, les flux de prêts bancaires, les flux d'investissements institutionnels, etc. Ainsi, nous citons l'étude de Reisen et

Soto (2001) qui a examiné l'impact de six types de flux de capitaux sur la croissance économique, à savoir : l'IDE, les flux de portefeuilles participatifs, les flux de portefeuilles obligataires, les crédits bancaires à long terme, les crédits bancaires à court terme et les flux officiels pour un échantillon de 44 pays sur la période 1986-1997. Les résultats obtenus ont confirmé un impact positif des flux d'IDE et des investissements de portefeuille participatifs sur la croissance économique des pays hôtes. De même Baharumshah et Thanoon (2006), fournissent une évaluation quantitative de l'effet de différents types de flux de capitaux sur le processus de croissance économique des pays de l'Asie de l'Est y compris la Chine. Leur analyse, fondée sur des données de panel dynamique, montre que l'IDE stimule la croissance économique à court et long terme.

Campos et Kinoshita (2002) ont examiné les effets des IDE sur la croissance économique de 25 pays, d'Europe Centrale et de l'Est et d'économies en transition de l'ex-Union Soviétique sur la période 1990-1998. Dans ces pays, les IDE étaient essentiellement constitués de transfert de technologie. Ainsi, la relation positive confirmée par leurs résultats est cohérente avec la prédiction théorique qui assimile les IDE au transfert de technologies bénéfiques à l'économie des pays hôtes. Egalement, Seetanah et Khadaroo (2007) ont examiné l'impact des IDE sur la croissance économique pour un panel de 39 pays d'Afrique Subsaharienne, sur la période 1980-2000, à l'aide d'estimations de données de panel statique et dynamique. Ils trouvent que les IDE exercent un impact positif et significatif sur la croissance économique. De même, ils avancent que les IDE ne précèdent pas seulement la croissance économique et le niveau de la production du pays mais accompagnent aussi celle-ci. Feridun et Sissoko (2011) examinent la relation entre l'investissement direct étranger et le PIB par tête dans l'économie du Singapour à l'aide de la méthodologie de causalité de Granger et du Vecteur Autoregressif (VAR). Ils trouvent une forte preuve que la croissance économique est causée par l'investissement direct étranger. Par ailleurs, Esso (2010), dans le cadre d'un réexamen de la relation entre l'investissement direct étranger et la croissance économique dans le cas de dix pays d'Afrique Sub-saharienne, utilise deux nouvelles approches économétriques à savoir, l'approche de la cointégration de Pesaran et *al.* et la procédure du test de non-causalité de Toda et Yamamoto. Son étude porte sur la période 1970-2007. Il trouve que l'investissement direct étranger entraîne significativement la croissance économique dans trois des dix pays de son échantillon. Ocharo, et *al.* (2014), ont analysé la causalité entre l'investissement direct étranger, l'investissement de portefeuille et l'emprunt interbancaire transfrontalier et la croissance économique au Kenya. Les résultats qu'ils obtiennent indiquent l'existence d'une causalité unidirectionnelle de l'investissement direct étranger à la croissance économique.

L'un des faits embarrassants dans la littérature économique est, qu'en dépit de l'impact positif et significatif trouvé par certaines études sur la relation entre l'intégration financière internationale et la croissance économique, d'autres études ont abouti à un effet non significatif voir négatif ou parfois même mitigé sur cette relation. C'est le cas d'Hassan et *al.* (2005), qui ont examiné l'impact des prêts étrangers sur la croissance économique de 82 pays en développement

sévèrement endettés sur la période 1991-2001. Leurs résultats ont révélé que la dette étrangère a un impact négatif et non significatif sur la croissance économique des différents pays étudiés.

Fosu et Magnus (2006) examinent l'impact de long-terme de l'investissement direct étranger et du commerce sur la croissance économique au Ghana. Ils utilisent un modèle de croissance d'une fonction de production agrégée augmentée et l'approche du test de la cointégration par les limites (ARDL) et des données allant de 1970 à 2002. Les résultats qu'ils obtiennent indiquent que l'impact de l'investissement direct étranger sur la croissance économique est négatif en conformité avec les études précédentes. De même Saltz (1992), en examinant l'effet des investissements directs étrangers sur la croissance économique dans le cadre d'un échantillon de pays du tiers monde sur la période 1970-1980, a trouvé une corrélation négative entre le niveau des flux d'investissements directs étrangers et la croissance économique.

Carkovic et Levine (2002) en estimant la relation entre les IDE et la croissance économique sur la période de 1960-1995 pour un échantillon de 72 pays développés et en développement à l'aide d'un estimateur de panel de la Méthode des Moments Généralisés (MMG), trouvent qu'à la fois dans les pays développés et en développement les entrées d'IDE n'ont aucune influence indépendante sur la croissance économique.

Rahman (2015) par le biais d'une analyse de régressions multiples sur la période 1999-2013, évalue dans le cadre du Bangladesh, l'impact des IDE sur le développement économique. Ses résultats confirment une corrélation négative entre les flux d'IDE et la croissance économique.

Ahmed et *al.* (2007) en examinant l'effet des flux entrant d'IDE sur la croissance économique en Afrique Subsaharienne sur la période 1975-1999, ont abouti à un effet statistiquement non significatif. Ainsi, affirment-ils que ce lien faible serait dû au fait que les flux entrants d'IDE en Afrique sont concentrés dans un nombre limité de pays et à grande échelle dans les pays dotés de ressources primaires, particulièrement dans le secteur des mines et de l'énergie.

Ousseini et *al.* (2011) ont examiné l'impact de l'investissement direct étranger sur la croissance économique au Niger de 1961 à 2010 à l'aide de tests de racine unitaire, de cointégration et de modèles à correction d'erreur. Les résultats qu'ils obtiennent montrent un effet minime et statistiquement non significatif de l'IDE sur la croissance économique.

## **II. Méthodologie**

### **1. Spécification des modèles théoriques**

Le but principal de notre étude étant d'analyser l'incidence de l'instabilité des flux entrants de capitaux privés internationaux dans la relation intégration financière internationale-croissance économique, le modèle de référence de notre étude est inspiré du modèle de croissance de Solow (1956)<sup>14</sup> augmenté. Ce modèle développé par Mankiw et *al.* (1992), intègre le capital humain au modèle de Solow. En effet, ils expriment la production en fonction du stock de capital, du travail, du capital humain et de la productivité totale des facteurs. Nous nous appuyons sur

---

<sup>14</sup>Le modèle de Solow intègre uniquement le capital et le travail comme input.



cette structure afin d'analyser l'effet de l'intégration financière internationale sur la croissance économique en tenant compte de la volatilité des flux de capitaux étrangers.

Nous commençons par spécifier une fonction de production Cobb-Douglas<sup>15</sup> homogène et linéaire de la forme suivante :

$$Y_{it} = A_{it} K_{it}^{\alpha} L_{it}^{\gamma} H_{it}^{\beta}, \quad (1)$$

Où  $Y$  représente l'output total ou le PIB,  $K$ , le stock agrégé de capital domestique et du capital étranger,  $L$ , le nombre de travailleurs et,  $H$ , leur capital humain moyen,  $A$ , l'efficacité dans l'utilisation des facteurs et correspondant à la notion de productivité totale des facteurs.

La théorie économique postule que l'ouverture financière par le biais des flux internationaux de capitaux privés stimule la croissance économique (Borensztein et al., 1998 ; De Mello, 1999 ; Reisen et Soto, 2001 ; Bekaert et al., 2005 ; Klein et Olivei, 2008). Par ailleurs, Kose et al. (2009), stipulent que l'ouverture financière stimule la croissance de la productivité au travers de canaux spécifiques tels que des retombées technologiques, une plus grande efficacité liée à la concurrence accrue, et une amélioration de la gouvernance d'entreprise. De plus, conformément à la littérature, puisque l'expression de l'effet de croissance des capitaux internationaux est liée au rythme de leur variabilité ou de leur imprévisibilité, alors, la productivité totale des facteurs devrait être endogénéisée comme une fonction des capitaux privés internationaux et de leur volatilité. Ainsi, nous exprimons  $A$  comme suit :

$$A_{it} = B_i C_{it}^{\theta} V_{it}^{\rho}, \quad (2)$$

Avec  $C_{it}$  et  $V_{it}$  respectivement la variable de l'ouverture aux flux de capitaux privés internationaux et l'indicateur d'instabilité des flux entrants de capitaux privés.  $B_i$ , est un terme constant.

En substituant l'équation (2) dans l'équation (1), nous obtenons l'équation (3) suivante :

$$Y_{it} = B_i C_{it}^{\theta} V_{it}^{\rho} K_{it}^{\alpha} L_{it}^{\gamma} H_{it}^{\beta}, \quad (3)$$

En appliquant les logarithmes à notre équation (3), nous obtenons l'équation (4) suivante :

$$\ln(Y_{it}) = \ln(B_i) + \theta \ln(C_{it}) + \rho \ln(V_{it}) + \alpha \ln(K_{it}) + \gamma \ln(L_{it}) + \beta \ln(H_{it}), \quad (4)$$

En dérivant notre équation (4) par rapport au temps, nous obtenons l'équation standard de la croissance suivante :

$$y_{it} = b_i + \theta c_{it} + \rho v_{it} + \alpha k_{it} + \gamma l_{it} + \beta h_{it} + \eta_i + \nu_i + \varepsilon_{it}, \quad (5)$$

Où  $y, c, v, k, l$  et  $h$  représentent respectivement le taux de croissance du PIB, de l'intégration financière, de la volatilité des flux entrants de capitaux étrangers, du stock agrégé de capital domestique et du capital étranger, du nombre de travailleurs et du capital humain moyen.  $b$  est une constante.  $\theta, \rho, \alpha, \gamma$  et  $\beta$  représentent les coefficients d'élasticités. Théoriquement  $\theta$  et

<sup>15</sup> Cobb et Douglas (1928).

$\rho$  sont supposés être respectivement strictement positif et négatif et, la significativité du signe de  $\theta$  s'établit sous l'influence de  $\rho$ . Les termes  $\eta_i$ ,  $v_t$  et  $\varepsilon_{it}$  introduits dans le modèle, représentent respectivement l'effet spécifique individuel, l'effet spécifique temporel et le terme d'erreur.

Nous avons également considéré qu'il est probable que certaines variables explicatives influencent la croissance économique de manière multiplicative au niveau de la fluctuation des flux de capitaux privés. La prise en compte de ces variables en interaction avec l'instabilité des capitaux internationaux nous permet d'obtenir la spécification non-linéaire suivante déduite du modèle théorique précédent :

$$y_{it} = b_i + \theta c_{it} + \rho v_{it} + \alpha k_{it} + \gamma l_{it} + \beta h_{it} + \psi v_{it} * M_{it} + \eta_i + v_t + \varepsilon_{it}, \quad (6)$$

Avec  $M_{it}$  le vecteur des variables supposées agir de façon multiplicative avec l'instabilité des flux de capitaux sur la croissance économique. Ainsi, nous dégageons un effet marginal de l'instabilité des flux de capitaux internationaux se présentant comme suit :

$$\frac{\partial y}{\partial v} = \rho + \psi M, \quad (7)$$

Cette équation montre que l'effet marginal de  $v$  (l'instabilité des flux de capitaux) sur  $y$  (le taux de croissance du PIB réel par tête) dépend de  $M$ . Ainsi, on s'attend à ce que  $M$  améliore l'effet marginal de  $v$ , ce qui devrait traduire un coefficient  $\psi > 0$ . Dans ce cas, trois cas de figure peuvent se présenter, à savoir :

- ✓ Si  $\rho$  et  $\psi$  sont tous positifs (*respectivement* négatifs), alors  $v$  a un effet positif (*respectivement* négatif) sur  $y$ , et  $M$  affecte favorablement (*respectivement* aggrave) cet impact ;
- ✓ Si  $\rho > 0$  et  $\psi < 0$ , alors  $v$  a un effet positif sur  $y$  mais les  $M$  réduisent cet impact positif ;
- ✓ Si  $\rho < 0$  et  $\psi > 0$ , alors  $v$  a un effet négatif sur  $y$  et les  $M$  atténuent cet impact négatif.

Avec la condition du coefficient  $\psi > 0$ , nous déduisons un niveau seuil du vecteur de variables  $M$  au-delà duquel l'impact défavorable de l'instabilité des flux de capitaux internationaux sur la croissance économique s'atténue. Ce seuil se détermine ainsi :

Avec : 
$$\frac{\partial y}{\partial v} = \rho + \psi M \geq 0, \quad (8)$$

On a : 
$$\rho + \psi M \geq 0, \quad (9)$$

Et : 
$$M^s \geq -\frac{\rho}{\psi}, \quad (10)$$

$M^s$ , le seuil au-delà duquel l'effet néfaste de l'instabilité des flux de capitaux internationaux sur la croissance économique de long terme commencerait à s'atténuer.

## 2. La spécification des modèles empiriques

Le modèle linéaire empirique de cette étude est inspiré de l'équation (5) du modèle théorique spécifiée dans la section précédente. En plus des variables indépendantes utilisées dans la spécification du modèle théorique, nous incluons d'autres variables indépendantes qui sont typiquement supposées influencer la croissance économique, tout en supposant que cette inclusion réduira ou éliminera l'erreur de spécification. Le modèle final se présente comme suit avec la prise en compte des variables explicatives :

$$Tcrpt_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Ifi_{it} + \alpha_2 Vfc_{it} + \alpha_3 Toc_{it} + \alpha_4 Tinf_{it} + \alpha_5 Ti_{it} + \alpha_6 Dcp_{it} + \alpha_7 Tsbp_{it} + \alpha_8 Cisp_{it} + \alpha_9 Tcpop_{it} + \eta_i + \nu_t + \varepsilon_{it} \quad (11)$$

Avec  $Vfci$ , l'indicateur de la volatilité des flux entrants de capitaux privés, nous analyserons les résultats des deux équations suivantes issues de (11) :

$$Tcrpt_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Ifi_{it} + \alpha_2 Toc_{it} + \alpha_3 Tinf_{it} + \alpha_4 Ti_{it} + \alpha_5 Dcp_{it} + \alpha_6 Tsbp_{it} + \alpha_7 Cisp_{it} + \alpha_8 Tcpop_{it} + \eta_i + \nu_t + \varepsilon_{it} \quad (12)$$

$$Tcrpt_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Ifi_{it} + \alpha_2 Vfci_{it} + \alpha_3 Toc_{it} + \alpha_4 Tinf_{it} + \alpha_5 Ti_{it} + \alpha_6 Dcp_{it} + \alpha_7 Tsbp_{it} + \alpha_8 Cisp_{it} + \alpha_9 Tcpop_{it} + \eta_i + \nu_t + \varepsilon_{it} \quad (13)$$

Le modèle non-linéaire empirique traduisant notre spécification multiplicative est basé sur l'équation (6) spécifiée plus haut et se présente comme suit :

$$Tcrpt_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Ifi_{it} + \alpha_2 Vfci_{it} + \alpha_3 Toc_{it} + \alpha_4 Tinf_{it} + \alpha_5 Ti_{it} + \alpha_6 Dcp_{it} + \alpha_7 Tsbp_{it} + \alpha_8 Cisp_{it} + \alpha_9 Tcpop_{it} + \alpha_{10} Vfci_{it} * M_{it} + \eta_i + \nu_t + \varepsilon_{it} \quad (14)$$

Nous analyserons les résultats des trois équations suivantes déduites de (14) :

$$Tcrpt_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Ifi_{it} + \alpha_2 Vfci_{it} + \alpha_3 Toc_{it} + \alpha_4 Tinf_{it} + \alpha_5 Ti_{it} + \alpha_6 Dcp_{it} + \alpha_7 Tsbp_{it} + \alpha_8 Cisp_{it} + \alpha_9 Tcpop_{it} + \alpha_{10} Vfci_{it} * Tsbp_{it} + \eta_i + \nu_t + \varepsilon_{it} \quad (15)$$

$$Tcrpt_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Ifi_{it} + \alpha_2 Vfci_{it} + \alpha_3 Toc_{it} + \alpha_4 Tinf_{it} + \alpha_5 Ti_{it} + \alpha_6 Dcp_{it} + \alpha_7 Tsbp_{it} + \alpha_8 Cisp_{it} + \alpha_9 Tcpop_{it} + \alpha_{10} Vfci_{it} * Toc_{it} + \eta_i + \nu_t + \varepsilon_{it} \quad (16)$$

$$Tcrpt_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Ifi_{it} + \alpha_2 Vfci_{it} + \alpha_3 Toc_{it} + \alpha_4 Tinf_{it} + \alpha_5 Ti_{it} + \alpha_6 Dcp_{it} + \alpha_7 Tsbp_{it} + \alpha_8 Cisp_{it} + \alpha_9 Tcpop_{it} + \alpha_{10} Vfci_{it} * Cisp_{it} + \eta_i + \nu_t + \varepsilon_{it} \quad (17)$$

Avant l'estimation de ces équations issues de nos modèles ainsi spécifiés, nous procéderons au préalable à la description statistique des différentes variables. Après quoi, nous vérifierons si certaines variables explicatives ne sont pas fortement corrélées entre elles au moyen de quelques outils de détection de la multicollinéarité. A priori, il y a un certain nombre de choses que nous ne savons pas, par exemple si nos modèles incorporent réellement des effets fixes temporels et individuels, si nos variables contiennent des racines unitaires ou si nos variables d'intérêt sont endogènes ou exogènes, s'il existe une dépendance interindividuelle entre les individus de notre panel. Alors, nous mettrons en œuvre les tests appropriés afin de lever ces incertitudes.

### III. L'analyse empirique

#### 1. Les données et la présentation des variables

##### 3.1.1. Les données

Cette étude utilise des données de panel inhérentes aux huit (8) pays de l'UEMOA sur la période 1970-2010. Ces données sont extraites de la base de données de la Banque Mondiale<sup>16</sup>.

##### 3.1.2. Les variables et leur description

###### ▪ La variable de la croissance économique et ses variables de contrôle

Dans le cadre des équations de nos modèles, la variable dépendante notée *Tcrpt* représente le taux de croissance du revenu réel par tête dans les pays du panel. Par ailleurs, comme variables jouant le rôle de variables de contrôle de la croissance économique, nous avons retenu la variable *Tsbp* qui désigne le taux brut de scolarisation dans le primaire. Cette variable représente le *stock de capital humain* estimé par le taux brut de scolarisation dans le primaire (part de la population scolarisée au niveau primaire dans la population scolarisable au même degré), dans le cadre de la théorie de la croissance endogène, la relation est positive entre cette variable et la croissance économique. La variable *Toc* indiquant le taux d'ouverture commerciale est représentée par le ratio (Exportations + Importations)/PIB, qui donne l'ampleur des échanges commerciaux. Cette variable pourrait influencer positivement l'entrée des capitaux étrangers. En effet, une grande population en constante évolution est un marché attractif pour les capitaux étrangers. La variable *Tinf* qui désigne le taux d'inflation domestique mesuré par le taux de variation des prix à la consommation. La variable *Cisp* indiquant le crédit domestique au secteur privé est représentée par le ratio des crédits octroyés au secteur privé par les intermédiaires financiers domestiques sur le PIB. La variable *Dcp* qui représente le niveau de la dépense publique est mesurée par le niveau de la consommation publique (consommation finale de l'Etat incluant les dépenses courantes d'achat de biens et services) dans le PIB. La variable *Ti* qui représente le taux d'investissement domestique, est mesurée par le ratio de la somme des investissements domestiques sur le PIB. La variable *Tcpop*, qui représente le taux de croissance annuelle de la population, donne l'évolution de la taille du marché potentiel pour les capitaux étrangers. En effet, une grande population en constante évolution est un marché attractif pour les capitaux étrangers.

###### ▪ La variable d'intégration financière internationale

L'ouverture aux flux de capitaux internationaux est approximée par plusieurs types d'indicateurs dans la littérature. Selon Kose et *al.* (2010), les premières études empiriques sur l'ouverture du compte capital ont utilisé les mesures de restrictions légales (les contrôles sur les capitaux) sur les flux de capitaux transfrontaliers. Ainsi, ces études ont utilisé une mesure binaire (*de jure measures*) qui prend la valeur « zéro » en absence de restrictions aux mouvements externes des

<sup>16</sup> Il s'agit ici de la World Data Base disponible directement sur le site de la Banque Mondiale.

capitaux, et la valeur « un » lorsque celles-ci existent. Par ailleurs, d'autres utilisent les flux ou les stocks de capitaux (*de facto measures*) comme étant le proxy du degré de libéralisation du compte de capital. Ce type d'indicateur a été utilisé par Kraay (1998) ; Makrem (2009) et Lane et Milesi-Ferreti (2007).

Dans notre étude, nous utiliserons les flux transfrontaliers de capitaux privés comme proxy de l'intégration financière internationale. Ainsi, notre variable d'intégration financière internationale notée ( $Ifi_{i,t}$ ) sera approximée par la somme des ratios des flux de fonds propres et des flux de dettes. Les flux de fonds propres étant représentés par la somme des flux d'investissements directs étrangers<sup>17</sup> (les flux entrants et sortants) et des flux de portefeuille d'actions<sup>18</sup>. Quant aux flux de dettes, ils sont constitués de la somme des financements levés au travers des émissions d'obligations<sup>19</sup>, des prêts aux banques commerciales et autres créanciers.

#### ▪ La variable de la volatilité des flux de capitaux

Notons que selon Cariolle (2012), la mesure de l'instabilité économique revient à évaluer l'écart entre les réalisations d'une variable économique et sa valeur d'équilibre. Cette valeur d'équilibre, ou valeur de référence, renvoie quant à elle à l'existence d'un état permanent ou d'une évolution tendancielle. Ainsi, dans sa traduction statistique, l'instabilité économique est mesurée traditionnellement par le moment d'ordre deux (écart-type), ou parfois d'ordre supérieur de la distribution d'une variable autour de sa moyenne ou d'une tendance, qui représente alors cette valeur d'équilibre (vers laquelle la variable a tendance à revenir rapidement après un choc l'ayant fait dévier).

Dans la littérature économique différents types d'indicateurs sont généralement utilisés pour déterminer la volatilité/instabilité d'une série économique, à savoir, (1) l'écart moyen (ou plus souvent l'écart-type) du taux de croissance de la série, (2) la moyenne des valeurs absolues des résidus (ou la racine carrée de la moyenne des carrés des résidus) de l'estimation de la tendance de long terme, (3) l'écart-type de la composante cyclique obtenue par application d'un filtre à la série (voir Kpodar, 2006 et Cariolle 2012) ou (4) la variance conditionnelle recueillie de la régression d'un modèle GARCH<sup>20</sup> (1, 1) (voir Cavalcanti et al. (2012)).

Nous utiliserons dans le cadre de la détermination de notre variable d'instabilité/volatilité des flux de capitaux internationaux, une mesure basée sur une variance conditionnelle<sup>21</sup> générée par un modèle GARCH(1,1)<sup>22</sup>. La variance conditionnelle de notre indicateur des flux de capitaux

---

<sup>17</sup> L'investissement direct étranger se définit comme les entrées nettes d'investissements pour acquérir un intérêt durable (au moins 10% du capital social) ou le contrôle de la direction dans une entreprise opérant dans une économie autre que celle de l'investisseur.

<sup>18</sup> Les flux d'investissement de portefeuille d'actions comprennent les entrées nets issues de fonds de garanties autre que ceux enregistrés comme investissement direct et incluant les actions, les certificats de dépôt et les achats directs d'actions sur le marché local des valeurs par les investisseurs étrangers.

<sup>19</sup> Les flux d'investissement de portefeuille d'obligations sont des titres émis à taux d'intérêt fixes pour une période de plus d'un an. Ils comprennent les flux nets à travers le public transfrontalier et les émissions d'obligations publiquement garantis et privés non garantis.

<sup>20</sup> General Autoregressive Conditional Heteroskedasticity

<sup>21</sup> Il s'agit ici de la variance associée à la déviation entre les flux de capitaux internationaux et l'ensemble d'information adéquat captée par l'inclusion de leurs déterminants dans la régression.

<sup>22</sup> Comme l'a souligné Bollerslev (1986) dans son travail pionnier sur la modélisation GARCH (p q), le modèle GARCH (1 1) est légèrement plus meilleur qu'un modèle ARCH(8).

internationaux sera déterminée pour chaque pays sur l'ensemble de la période d'étude<sup>23</sup>. Ainsi, l'écriture de notre processus GARCH(1,1) se présente comme suit :

$$Z_{it} = \alpha_i + \beta_i Z_{it-1} + B' X_{it} + \varepsilon_{it} , \quad (18)$$

$$h_{it}^2 = \lambda_{i0} + \lambda_{i1} \varepsilon_{it-1}^2 + \gamma_i h_{it-1}^2 , \quad (19)$$

Avec  $i = 1, \dots, 8$ , et qui représente le nombre d'individus (pays),  $t = 1970, \dots, 2010$  représentant le nombre de périodes,  $\lambda_{i0}$ ,  $\lambda_{i1}$  et  $\gamma_i$  non négatifs,  $\varepsilon_{it} \sim N(0, h_{it}^2)$ ,  $\varepsilon_{it-1}^2$  les résidus au carré,  $h_{it}^2$  la variance conditionnelle sur l'information disponible au temps  $t$  de  $Z_{it}$ ,  $\lambda_{i1}$  est le paramètre ARCH et  $\gamma_i$  le paramètre GARCH,  $X_{it}$  le vecteur des déterminants des flux de capitaux internationaux privés entrants. Conformément à Cavalcanti et al. (2012), nous utiliserons la racine carrée de la série<sup>24</sup> résultant de  $h_{it}^2$  comme le proxy de la volatilité/instabilité de notre variable des flux entrants de capitaux privés.

Comme déterminants des flux entrants de capitaux privés, nous avons retenu conformément à la littérature : le taux d'ouverture commerciale, le taux de croissance du revenu, le taux d'inflation domestique basé sur l'indice des prix à la consommation et la valeur retardée du ratio des flux entrants de capitaux privés dans la mesure où le niveau des flux de capitaux présents est influencé par l'ampleur des flux précédents (Sula, 2010).

L'indicateur de la volatilité des flux de capitaux, noté  $Vfci$  sera déterminé à partir de la somme des flux entrants de fonds propres et des flux de dettes.

### 3.1.3. Résumé statistique de l'échantillon

Le résumé des statistiques de notre échantillon est consigné en annexe A-1. Nous constatons qu'il y a une importante variation transfrontalière en ce qui concerne la plupart des variables. Par exemple, la moyenne du taux de croissance du revenu réel par tête est de près de **0,25 %** avec un écart-type de **5,06**. Ses valeurs minimum et maximum concernent la Guinée Bissau soit respectivement de **-29,67%** en 1998 et de **16,20%** en 1981. L'instabilité macroéconomique représentée par le taux d'inflation et mesurée par la moyenne du taux de variation annuel des prix à la consommation est importante avec une valeur moyenne de **9,13 %** et un écart-type de **16,55**. Sa valeur minimum concerne le Burkina Faso (**-8,40 %** en 1976) tandis que sa valeur maximum concerne la Guinée-Bissau (**80,79 %** en 1989). Concernant le proxy de l'intégration financière internationale, il représente quant à lui en moyenne **0,86 %** du PIB avec un écart-type de **2,08**, et une valeur minimum de **-7,91** en 1973 contre une valeur maximum de **11,39** en 1978 au Togo. Notons que la volatilité des flux de capitaux ne représente en moyenne que près de **1,69** avec un écart-type de **4,99** et ses valeurs minimum et maximum respectivement de **0,00001** et **69,79** en 1988 et en 2008 se retrouvent au Niger.

## 2. L'analyse de la multicolinéarité

<sup>23</sup> A l'instar de Cavalcanti et al. (2012), notre processus GARCH(1,1) s'appliquera à nos données qui sont renseignées annuellement.

<sup>24</sup> En prenant la racine carrée nous déduisons ainsi l'écart-type.

L'analyse de la multicolinéarité est utile dans la mesure où elle permet de vérifier qu'un modèle n'incorpore pas des séries explicatives qui sont liées entre elles. La multicolinéarité engendre des problèmes numériques et statistiques qui se traduisent par des difficultés d'estimation potentiellement graves<sup>25</sup> (Erkel-Rousse, 1995). Nous commencerons cette analyse par la vérification des coefficients de corrélation de nos variables explicatives consignés en annexe A-2.

L'examen des coefficients de corrélation entre les différentes variables explicatives montre qu'ils sont en général faibles sauf celui des variables *Toc* et *Tbsp* pour lesquelles le coefficient de corrélation est proche de **0,63**. La faible corrélation entre les autres variables laisse présager une absence de multicolinéarité entre celles-ci.

Toutefois, notons que la réalisation d'une matrice des corrélations n'inclut pas l'étude d'une possible colinéarité entre les variables explicatives et la constante de régression. Or l'existence d'une telle relation peut fausser les résultats obtenus. En outre, le critère lié à l'obtention d'un ou plusieurs coefficients de corrélation de valeur supérieure à 0,5 s'est parfois révélé insuffisant, un phénomène de multicolinéarité ayant pu être constaté lorsque les coefficients de corrélation présentaient une valeur comprise entre 0,3 et 0,5 (De Bourmont, 2012).

Afin de nous convaincre d'une réelle multicolinéarité, nous mettons en œuvre le test des proportions de décomposition de la variance de Belsley et *al.* (1980), qui résout ces insuffisances. Les résultats du test de Belsley et *al.* (1980), présenté en annexe A-3 confirme qu'il n'y a pas de risque de multicolinéarité entre nos variables explicatives.

### 3. Le test d'existence des spécificités temporelles et individuelles

A priori, nous ne savons pas si nos modèles incorporent effectivement des effets fixes temporels et individuels. Ainsi, avant leurs estimations, nous vérifierons l'existence ou non de ces différents effets. Dans le cadre de la vérification de l'existence ou non des effets fixes temporels, nous nous sommes appuyés sur le test joint développé sous le logiciel Stata 10 sous la commande *Testparm* basée sur l'hypothèse nulle que tous les coefficients des variables indicatrices des années sont égaux à zéro. Les résultats de ce test consignés en annexe A-4 rejettent l'hypothèse nulle. Ainsi, l'usage d'effets fixes temporels est accepté dans nos deux modèles (le modèle linéaire et le modèle non-linéaire)<sup>26</sup>. Pour la vérification de l'existence des effets fixes individuels nous avons mis en œuvre le test d'existence des effets spécifiques de Fisher dont l'hypothèse nulle repose sur l'homogénéité des effets individuels. Les statistiques calculées rejettent l'hypothèse nulle (voir annexe A-5).

---

<sup>25</sup> La multicolinéarité favorise une instabilité des coefficients estimés, une augmentation de la variance estimée de certains coefficients, (Bourbonnais, 1993).

<sup>26</sup> Dans le cadre de notre étude, nous avons retenu des variables muettes temporelles comprises dans (1) la période des années 80 et 90 qui a été marquée par de nombreuses faillites bancaires dans les pays de l'UEMOA, (2) la période comprenant l'année 1994 de la dévaluation du franc CFA ou l'année 1993 qui l'a précédée et les cinq ou huit dernières années après cette dévaluation et (3) la période comprenant l'année 2007 correspondant au déclenchement de la crise financière des *subprimes*<sup>26</sup> ou en commençant par l'année 2006 qui l'a précédée et les deux ou trois dernières années qui ont suivi cette crise.

#### 4. L'analyse de l'indépendance interindividuelle

Selon Breitung et Pesaran (2007), jusqu'ici l'on a supposé que les séries temporelles  $\{y_{i,t}\}_{t=0}^T$  sont indépendantes entre les individus  $i$ . Toutefois, dans beaucoup d'applications macroéconomiques utilisant des données de pays ou régionales, il a été trouvé que les séries temporelles sont corrélées simultanément. La dépendance interindividuelle peut se manifester du fait d'une variété de phénomènes tels que des effets communs observés omis, des effets spillovers<sup>27</sup> spatiaux, des effets communs inobservés ou l'interdépendance résiduelle générale qui pourrait demeurer même quand tous les effets communs observés et inobservés sont pris en compte. Alors, l'habitude aujourd'hui, pour mener à bien une recherche avec des données de panel est de traiter une possible présence de dépendance interindividuelle dans les données en jeu. Dans le cadre de cette étude, nous nous appuyons sur le test de dépendance interindividuelle du Multiplicateur de Lagrange<sup>28</sup> développé par Breusch-Pagan (1980) au détriment de celui développé par Pesaran (2004), dans la mesure où notre panel présente une dimension temporelle grande et une dimension individuelle faible<sup>29</sup>.

Les résultats de notre LM-test d'indépendance interindividuelle des données présentés en annexe **A-6** confirment la présence d'une dépendance interindividuelle.

#### 5. Le test de racine unitaire pour panel

L'hypothèse centrale des tests de racine unitaire de première génération<sup>30</sup> repose sur la notion d'indépendance entre les individus des panels (à l'exception des effets temporels communs), qui est parfois irréaliste dans beaucoup de cadres empiriques. Par contre, les tests de racine unitaire de seconde génération<sup>31</sup> tiennent compte de la dépendance entre les différents individus d'un panel. Ces tests diffèrent selon la façon dont ils éliminent les facteurs de dépendance structurelle et la façon dont ils agrègent l'information individuelle. Alors, le premier problème à résoudre est de traiter la possible présence de dépendance interindividuelle dans les données. En effet, comme l'a mis en évidence, Banerjee et al. (2005), les tests de racine unitaire de panels de première génération peuvent conduire à des résultats fallacieux en raison de la taille des distorsions s'il existe des degrés significatifs de dépendance interindividuelle des erreurs. Par conséquent, la mise en œuvre des tests de racine unitaire de seconde génération est préférable seulement s'il a été établi que le panel est effectivement sujet à un degré significatif de dépendance interindividuelle des erreurs.

Dans la mesure où nous avons mis en évidence la présence d'une dépendance interindividuelle, nous nous tournons vers la détermination du degré d'intégration de nos séries à l'aide d'un test

---

<sup>27</sup> Les effets d'entraînement des externalités de l'activité ou du processus économique qui influent sur ceux qui ne sont pas directement impliqués.

<sup>28</sup> Voir annexe A-12.

<sup>29</sup> En effet, le test de Pesaran (2004) contrairement au LM-test de Breusch-Pagan est convenable lorsque la dimension individuelle est supérieure à la dimension temporelle des panels.

<sup>30</sup> Voir : (Maddala and Wu, 1999, Levin et al. 2002, et Im et al. 2003)

<sup>31</sup> Voir : (Bai et Ng, 2004 ; Smith et al. 2004 ; Moon et Perron, 2004 ; Choi, 2002, et Pesaran, 2007)



de racine unitaire de seconde génération. Nous utilisons le test de racine unitaire de seconde génération de Pesaran (2003 et 2007)<sup>32</sup>.

Les résultats du test de la vérification de la présence ou non d'une racine unitaire dans nos séries (voir les annexes **A-7** et **A-8**) confirment l'absence de racine unitaire pour toutes les variables lorsqu'elles sont prises en différences premières à la fois dans la spécification sans trend et celle avec trend. Ainsi, nous concluons que nos séries sont intégrées d'ordre 1 ; c'est-à-dire  $I(1)$ .

## 6. L'analyse de la cointégration et le choix du modèle à correction d'erreur

Nos séries étant intégrées d'ordre 1, nous utiliserons la procédure de la cointégration par les bornes ou limites (basée sur un modèle Auto-Régressif à Retards Echelonnés (ARRE/ARDL)) développé par Pesaran et *al.* (2001) pour analyser la relation de long terme et les interactions dynamiques entre nos variables. Cette approche selon Pesaran et *al.* (2001) est applicable indépendamment de l'ordre d'intégration des séries qu'elles soient  $I(0)$ ,  $I(1)$  ou mutuellement intégrées. Toutefois, la réalisation d'un test de racine unitaire est préalable à sa mise en œuvre afin de s'assurer qu'aucune variable n'est intégrée d'ordre 2 c'est-à-dire  $I(2)$ , dans la mesure où il n'est plus valable en présence de variables  $I(2)$  (voir Fosu et Magnus, 2006).

L'approche ARRE/ARDL à la cointégration par le test des bornes implique d'estimer les versions conditionnelles à correction d'erreurs suivantes ou modèles à correction d'erreurs non contraints suivants par les MCO<sup>33</sup> :

Dans le cadre du modèle linéaire, nous régressons les équations suivantes :

$$\begin{aligned} \Delta Tcrpt_{it} = & c_{i0} + \alpha_{i1}Tcrpt_{it-1} + \alpha_{i2}Ifi_{it-1} + \alpha_{i3}Toc_{it-1} + \alpha_{i4}Tinf_{it-1} + \alpha_{i5}Ti_{it-1} + \alpha_{i6}Dcp + \alpha_{i7}Tsbp_{it-1} + \alpha_{i8}Cisp_{it-1} + \alpha_{i9}Tcpop_{it-1} + \sum_{j=1}^p \beta_{ij}\Delta Tcrpt_{it-j} + \\ & \sum_{j=0}^p \lambda_{ij}\Delta Ifi_{it-j} + \sum_{j=0}^p \varphi_{ij}\Delta Toc_{it-j} + \sum_{j=0}^p \rho_{ij}\Delta Tinf_{it-j} + \sum_{j=0}^p \phi_{ij}\Delta Ti_{it-j} + \sum_{j=0}^p \phi_{ij}\Delta Dcp_{it-j} + \sum_{j=0}^p \gamma_{ij}\Delta Tsbp_{it-j} + \sum_{j=0}^p \theta_{ij}\Delta Cisp_{it-j} + \sum_{j=0}^p \psi_{ij}\Delta Tcpop_{it-j} + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (20)$$

$$\begin{aligned} \Delta Tcrpt_{it} = & c_{i0} + \alpha_{i1}Tcrpt_{it-1} + \alpha_{i2}Ifi_{it-1} + \alpha_{i3}Vfci_{it-1} + \alpha_{i4}Toc_{it-1} + \alpha_{i5}Tinf_{it-1} + \alpha_{i6}Ti_{it-1} + \alpha_{i7}Dcp + \alpha_{i8}Tsbp_{it-1} + \alpha_{i9}Cisp_{it-1} + \alpha_{i10}Tcpop_{it-1} + \sum_{j=1}^p \beta_{ij}\Delta Tcrpt_{it-j} + \\ & \sum_{j=0}^p \lambda_{ij}\Delta Ifi_{it-j} + \sum_{j=0}^p \kappa_{ij}\Delta Vfci_{it-j} + \sum_{j=0}^p \varphi_{ij}\Delta Toc_{it-j} + \sum_{j=0}^p \rho_{ij}\Delta Tinf_{it-j} + \sum_{j=0}^p \xi_{ij}\Delta Ti_{it-j} + \sum_{j=0}^p \phi_{ij}\Delta Dcp_{it-j} + \sum_{j=0}^p \gamma_{ij}\Delta Tsbp_{it-j} + \sum_{j=0}^p \theta_{ij}\Delta Cisp_{it-j} + \sum_{j=0}^p \psi_{ij}\Delta Tcpop_{it-j} + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (21)$$

Dans le cadre du modèle non-linéaire, nous régressons les équations suivantes :

$$\begin{aligned} \Delta Tcrpt_{it} = & c_{i0} + \alpha_{i1}Tcrpt_{it-1} + \alpha_{i2}Ifi_{it-1} + \alpha_{i3}Vfci_{it-1} + \alpha_{i4}Toc_{it-1} + \alpha_{i5}Tinf_{it-1} + \alpha_{i6}Ti_{it-1} + \alpha_{i7}Dcp_{it-1} + \alpha_{i8}Cisp_{it-1} + \alpha_{i9}Tcpop_{it-1} + \alpha_{i10}Vfci_{it-1} * Tsbp_{it-1} + \sum_{j=1}^p \beta_{ij}\Delta Tcrpt_{it-j} + \\ & \sum_{j=0}^p \lambda_{ij}\Delta Ifi_{it-j} + \sum_{j=0}^p \kappa_{ij}\Delta Vfci_{it-j} + \sum_{j=0}^p \varphi_{ij}\Delta Toc_{it-j} + \sum_{j=0}^p \rho_{ij}\Delta Tinf_{it-j} + \sum_{j=0}^p \xi_{ij}\Delta Ti_{it-j} + \sum_{j=0}^p \phi_{ij}\Delta Dcp_{it-j} + \sum_{j=0}^p \theta_{ij}\Delta Cisp_{it-j} + \sum_{j=0}^p \psi_{ij}\Delta Tcpop_{it-j} + \sum_{j=0}^p \zeta_{ij}\Delta Vfci_{it-1} * Tsbp_{it-1} + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (22)$$

$$\begin{aligned} \Delta Tcrpt_{it} = & c_{i0} + \alpha_{i1}Tcrpt_{it-1} + \alpha_{i2}Ifi_{it-1} + \alpha_{i3}Vfci_{it-1} + \alpha_{i4}Tinf_{it-1} + \alpha_{i5}Ti_{it-1} + \alpha_{i6}Dcp_{it-1} + \alpha_{i7}Tsbp_{it-1} + \alpha_{i8}Cisp_{it-1} + \alpha_{i9}Tcpop_{it-1} + \alpha_{i10}Vfci_{it-1} * Toc_{it-1} + \sum_{j=1}^p \beta_{ij}\Delta Tcrpt_{it-j} + \\ & \sum_{j=0}^p \lambda_{ij}\Delta Ifi_{it-j} + \sum_{j=0}^p \kappa_{ij}\Delta Vfci_{it-j} + \sum_{j=0}^p \rho_{ij}\Delta Tinf_{it-j} + \sum_{j=0}^p \xi_{ij}\Delta Ti_{it-j} + \sum_{j=0}^p \phi_{ij}\Delta Dcp_{it-j} + \sum_{j=0}^p \gamma_{ij}\Delta Tsbp_{it-j} + \sum_{j=0}^p \theta_{ij}\Delta Cisp_{it-j} + \sum_{j=0}^p \psi_{ij}\Delta Tcpop_{it-j} + \sum_{j=0}^p \zeta_{ij}\Delta Vfci_{it-1} * Toc_{it-1} + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (23)$$

<sup>32</sup> Voir annexe A-13 pour le résumé de la logique du test.

<sup>33</sup> Les moindres carrés ordinaires.

$$\Delta Tcrpt_{it} = c_{i0} + \alpha_{i1} Tcrpt_{it-1} + \alpha_{i2} I\bar{f}_{it-1} + \alpha_{i3} V\bar{f}ci_{it-1} + \alpha_{i4} T\bar{o}c_{it-1} + \alpha_{i5} T\bar{i}nf_{it-1} + \alpha_{i6} T\bar{i}_{it-1} + \alpha_{i7} D\bar{c}p_{it-1} + \alpha_{i8} T\bar{s}bp_{it-1} + \alpha_{i9} T\bar{c}p\bar{o}p_{it-1} + \alpha_{i10} V\bar{f}ci_{it-1} * Cisp_{it-1} + \sum_{j=1}^p \beta_j \Delta Tcrpt_{it-j} + \sum_{j=0}^p \lambda_j \Delta I\bar{f}_{it-j} + \sum_{j=0}^p \kappa_j \Delta V\bar{f}ci_{it-j} + \sum_{j=0}^p \phi_j \Delta T\bar{o}c_{it-j} + \sum_{j=0}^p \rho_j \Delta T\bar{i}nf_{it-j} + \sum_{j=0}^p \xi_j \Delta T\bar{i}_{it-j} + \sum_{j=0}^p \phi_j \Delta D\bar{c}p_{it-j} + \sum_{j=0}^p \gamma_j \Delta T\bar{s}bp_{it-j} + \sum_{j=0}^p \psi_j \Delta T\bar{c}p\bar{o}p_{it-j} + \sum_{j=0}^p \zeta_j \Delta V\bar{f}ci_{it-1} * Cisp_{it-1} + \varepsilon_{it} \quad (24)$$

Avec  $\Delta$  l'opérateur de différences premières,  $c_{i0}$  la constante,  $\varepsilon_{it}$  le terme d'erreur,  $p$  le retard optimal et  $\alpha_i$  les multiplicateurs de long-terme.

La procédure de l'approche ARRE du test des bornes ou limites nous amène à estimer les équations (20), (21) (22), (23) et (24) par les MCO<sup>34</sup> afin de tester l'existence d'une relation de long-terme parmi les variables en mettant en œuvre un F-test pour la significativité jointe des coefficients des variables en niveau retardés c'est-à-dire les hypothèses nulles de non cointégration suivantes :

$$\text{Equation 20 :} \quad H_0 = \alpha_{i1} = \alpha_{i2} = \alpha_{i3} = \alpha_{i4} = \alpha_{i5} = \alpha_{i6} = \alpha_{i7} = \alpha_{i8} = \alpha_{i9} = 0$$

$$\text{Equations 21, 22, 23 et 24 :} \quad H_0 = \alpha_{i1} = \alpha_{i2} = \alpha_{i3} = \alpha_{i4} = \alpha_{i5} = \alpha_{i6} = \alpha_{i7} = \alpha_{i8} = \alpha_{i9} = \alpha_{i10} = 0$$

contre les hypothèses alternatives suivantes de présence d'une relation uniforme de long terme entre les variables considérées :

$$\text{Equation 20 :} \quad H_a = \alpha_{i1} \neq \alpha_{i2} \neq \alpha_{i3} \neq \alpha_{i4} \neq \alpha_{i5} \neq \alpha_{i6} \neq \alpha_{i7} \neq \alpha_{i8} \neq \alpha_{i9} \neq 0$$

$$\text{Equations 21, 22, 23 et 24 :} \quad H_a = \alpha_{i1} \neq \alpha_{i2} \neq \alpha_{i3} \neq \alpha_{i4} \neq \alpha_{i5} \neq \alpha_{i6} \neq \alpha_{i7} \neq \alpha_{i8} \neq \alpha_{i9} \neq \alpha_{i10} \neq 0$$

A cet égard, Pesaran et al, (2001) ont tabulé des valeurs critiques asymptotiques de limites fournissant un test de cointégration lorsque les variables indépendantes sont intégrées d'ordre  $d$ ,  $I(d)$  avec  $d=0$  ou  $d=1$ . Dans ces tableaux, une valeur dite basse suppose que les régresseurs soient  $I(0)$  et une valeur dite haute suppose que les régresseurs sont  $I(1)$ . Si la F-statistique est au-dessus de la valeur critique supérieure, l'hypothèse nulle d'aucune relation de long-terme peut être rejetée indépendamment de l'ordre d'intégration des séries. Par contre si la F-statistique tombe en dessous de la valeur critique inférieure, l'hypothèse nulle ne peut être rejetée. Mais si la F-statistique se retrouve entre les valeurs critiques basses et hautes, le résultat est considéré non concluant.

Lorsque la cointégration est avérée, le modèle conditionnel ARRE (p, q) de long-terme et sa version à correction d'erreurs sont estimés afin d'obtenir les paramètres de long-terme et ceux de la dynamique de court-terme.

Puisque le test des limites a confirmé la cointégration entre les variables (voir les annexes A-9 et A-10), nous effectuerons nos estimations par le biais des estimateurs à correction d'erreurs proposés par Pesaran et Smith (1995) et Pesaran et al., (1999 et 2001), à savoir les «Mean

<sup>34</sup> Les moindres carrés ordinaires

Group<sup>35</sup> (MG) », les « Pooled Mean Group<sup>36</sup> (PMG) » et les « Dynamic Fixed Effects<sup>37</sup> (DFE) » considérés efficaces pour estimer la relation de cointégration sur des données de panel. Ces estimateurs reposent sur l'estimation de modèles Auto-Régressifs à Retards Echelonnés<sup>38</sup>. Ainsi, ils viennent à propos dans le cadre de nos données intégrées d'ordre 1.

Les méthodes d'estimation en PMG, MG et DFE autorisent l'hétérogénéité dans la dynamique d'ajustement des variables vers la relation de long terme (voir l'annexe A-14 pour une présentation détaillée).

Nous utiliserons le test joint de Hausman pour déterminer lequel de ces trois estimateurs est le plus efficace dans l'estimation de nos données.

Nos équations du modèle ARRE de long-terme se présentent comme suit :

$$Tcrpt_{it} = c_{i0} + \sum_{j=1}^p \beta_{ij} Tcrpt_{it-j} + \sum_{j=0}^p \lambda_{ij} Ifi_{it-j} + \sum_{j=0}^p \varphi_{ij} Toc_{it-j} + \sum_{j=0}^p \rho_{ij} Tinf_{it-j} + \sum_{j=0}^p \phi_{ij} Ti_{it-j} + \sum_{j=0}^p \theta_{ij} Dcp_{it-j} + \sum_{j=0}^p \gamma_{ij} Tsbp_{it-j} + \sum_{j=0}^p \psi_{ij} Cisp_{it-j} + \sum_{j=0}^p \omega_{ij} Tcpop_{it-j} + \varepsilon_{it} \quad (25)$$

$$Tcrpt_{it} = c_{i0} + \sum_{j=1}^p \beta_{ij} Tcrpt_{it-j} + \sum_{j=0}^p \lambda_{ij} Ifi_{it-j} + \sum_{j=0}^p \kappa_{ij} Vfci_{it-j} + \sum_{j=0}^p \varphi_{ij} Toc_{it-j} + \sum_{j=0}^p \rho_{ij} Tinf_{it-j} + \sum_{j=0}^p \xi_{ij} Ti_{it-j} + \sum_{j=0}^p \phi_{ij} Dcp_{it-j} + \sum_{j=0}^p \gamma_{ij} Tsbp_{it-j} + \sum_{j=0}^p \theta_{ij} Cisp_{it-j} + \sum_{j=0}^p \psi_{ij} Tcpop_{it-j} + \varepsilon_{it} \quad (26)$$

$$Tcrpt_{it} = c_{i0} + \sum_{j=1}^p \beta_{ij} Tcrpt_{it-j} + \sum_{j=0}^p \lambda_{ij} Ifi_{it-j} + \sum_{j=0}^p \kappa_{ij} Vfci_{it-j} + \sum_{j=0}^p \varphi_{ij} Toc_{it-j} + \sum_{j=0}^p \rho_{ij} Tinf_{it-j} + \sum_{j=0}^p \xi_{ij} Ti_{it-j} + \sum_{j=0}^p \phi_{ij} Dcp_{it-j} + \sum_{j=0}^p \theta_{ij} Cisp_{it-j} + \sum_{j=0}^p \psi_{ij} Tcpop_{it-j} + \sum_{j=0}^p \zeta_{ij} Vfci_{it-1} * Tsbp_{it-1} + \varepsilon_{it} \quad (27)$$

$$Tcrpt_{it} = c_{i0} + \sum_{j=1}^p \beta_{ij} Tcrpt_{it-j} + \sum_{j=0}^p \lambda_{ij} Ifi_{it-j} + \sum_{j=0}^p \kappa_{ij} Vfci_{it-j} + \sum_{j=0}^p \varphi_{ij} Toc_{it-j} + \sum_{j=0}^p \rho_{ij} Tinf_{it-j} + \sum_{j=0}^p \xi_{ij} Ti_{it-j} + \sum_{j=0}^p \phi_{ij} Dcp_{it-j} + \sum_{j=0}^p \gamma_{ij} Tsbp_{it-j} + \sum_{j=0}^p \theta_{ij} Cisp_{it-j} + \sum_{j=0}^p \psi_{ij} Tcpop_{it-j} + \sum_{j=0}^p \zeta_{ij} Vfci_{it-1} * Toc_{it-1} + \varepsilon_{it} \quad (28)$$

$$Tcrpt_{it} = c_{i0} + \sum_{j=1}^p \beta_{ij} Tcrpt_{it-j} + \sum_{j=0}^p \lambda_{ij} Ifi_{it-j} + \sum_{j=0}^p \kappa_{ij} Vfci_{it-j} + \sum_{j=0}^p \varphi_{ij} Toc_{it-j} + \sum_{j=0}^p \rho_{ij} Tinf_{it-j} + \sum_{j=0}^p \xi_{ij} Ti_{it-j} + \sum_{j=0}^p \phi_{ij} Dcp_{it-j} + \sum_{j=0}^p \gamma_{ij} Tsbp_{it-j} + \sum_{j=0}^p \psi_{ij} Tcpop_{it-j} + \sum_{j=0}^p \zeta_{ij} Vfci_{it-1} * Cisp_{it-1} + \varepsilon_{it} \quad (29)$$

Dans le cadre de la construction des équations des modèles ARRE/ARDL de notre étude, nous avons choisi la structure des retards à l'aide du critère Bayésien de Schwartz en fixant le nombre maximal de retards à 2 conformément à Pesaran et *al.* (1997 et 1999) pour les données annuelles.

Nos équations de la correction d'erreurs se présentent comme suit :

$$\Delta Tcrpt_{it} = c_{i0} + \sum_{j=1}^p \beta_{ij} \Delta Tcrpt_{it-j} + \sum_{j=0}^p \lambda_{ij} \Delta Ifi_{it-j} + \sum_{j=0}^p \varphi_{ij} \Delta Toc_{it-j} + \sum_{j=0}^p \rho_{ij} \Delta Tinf_{it-j} + \sum_{j=0}^p \phi_{ij} \Delta Ti_{it-j} + \sum_{j=0}^p \theta_{ij} \Delta Dcp_{it-j} + \sum_{j=0}^p \gamma_{ij} \Delta Tsbp_{it-j} + \sum_{j=0}^p \psi_{ij} \Delta Cisp_{it-j} + \sum_{j=0}^p \omega_{ij} \Delta Tcpop_{it-j} + \eta_{ecm_{it-1}} + \varepsilon_{it} \quad (30)$$

$$\Delta Tcrpt_{it} = c_{i0} + \sum_{j=1}^p \beta_{ij} \Delta Tcrpt_{it-j} + \sum_{j=0}^p \lambda_{ij} \Delta Ifi_{it-j} + \sum_{j=0}^p \kappa_{ij} \Delta Vfci_{it-j} + \sum_{j=0}^p \varphi_{ij} \Delta Toc_{it-j} + \sum_{j=0}^p \rho_{ij} \Delta Tinf_{it-j} + \sum_{j=0}^p \xi_{ij} \Delta Ti_{it-j} + \sum_{j=0}^p \phi_{ij} \Delta Dcp_{it-j} + \sum_{j=0}^p \gamma_{ij} \Delta Tsbp_{it-j} + \sum_{j=0}^p \theta_{ij} \Delta Cisp_{it-j} + \sum_{j=0}^p \psi_{ij} \Delta Tcpop_{it-j} + \eta_{ecm_{it-1}} + \varepsilon_{it} \quad (31)$$

$$\Delta Tcrpt_{it} = c_{i0} + \sum_{j=1}^p \beta_{ij} \Delta Tcrpt_{it-j} + \sum_{j=0}^p \lambda_{ij} \Delta Ifi_{it-j} + \sum_{j=0}^p \kappa_{ij} \Delta Vfci_{it-j} + \sum_{j=0}^p \varphi_{ij} \Delta Toc_{it-j} + \sum_{j=0}^p \rho_{ij} \Delta Tinf_{it-j} + \sum_{j=0}^p \xi_{ij} \Delta Ti_{it-j} + \sum_{j=0}^p \phi_{ij} \Delta Dcp_{it-j} + \sum_{j=0}^p \theta_{ij} \Delta Cisp_{it-j} + \sum_{j=0}^p \psi_{ij} \Delta Tcpop_{it-j} + \sum_{j=0}^p \zeta_{ij} \Delta Vfci_{it-1} * Tsbp_{it-1} + \eta_{ecm_{it-1}} + \varepsilon_{it} \quad (32)$$

$$\Delta Tcrpt_{it} = c_{i0} + \sum_{j=1}^p \beta_{ij} \Delta Tcrpt_{it-j} + \sum_{j=0}^p \lambda_{ij} \Delta Ifi_{it-j} + \sum_{j=0}^p \kappa_{ij} \Delta Vfci_{it-j} + \sum_{j=0}^p \varphi_{ij} \Delta Toc_{it-j} + \sum_{j=0}^p \rho_{ij} \Delta Tinf_{it-j} + \sum_{j=0}^p \xi_{ij} \Delta Ti_{it-j} + \sum_{j=0}^p \phi_{ij} \Delta Dcp_{it-j} + \sum_{j=0}^p \gamma_{ij} \Delta Tsbp_{it-j} + \sum_{j=0}^p \theta_{ij} \Delta Cisp_{it-j} + \sum_{j=0}^p \psi_{ij} \Delta Tcpop_{it-j} + \sum_{j=0}^p \zeta_{ij} \Delta Vfci_{it-1} * Toc_{it-1} + \eta_{ecm_{it-1}} + \varepsilon_{it} \quad (33)$$

<sup>35</sup> Mean Group = Moyenne de Groupe

<sup>36</sup> Pooled Mean Group = Moyenne de Groupe Agrégée

<sup>37</sup> Dynamic Fixed Effects = Effets fixes dynamiques

<sup>38</sup> Voir l'annexe A-11 pour une présentation de la méthode.

$$\Delta Tcrpt_{it} = c_{i0} + \sum_{j=1}^p \beta_j \Delta Tcrpt_{it-j} + \sum_{j=0}^p \lambda_j \Delta f_{it-j} + \sum_{j=0}^p \kappa_j \Delta v_{it-j} + \sum_{j=0}^p \phi_j \Delta Tocc_{it-j} + \sum_{j=0}^p \rho_j \Delta Tinf_{it-j} + \sum_{j=0}^p \xi_j \Delta T_{it-j} + \sum_{j=0}^p \phi_j \Delta Dcp_{it-j} + \sum_{j=0}^p \gamma_j \Delta Tsbp_{it-j} + \sum_{j=0}^p \psi_j \Delta Tcpop_{it-j} + \sum_{j=0}^p \zeta_j \Delta v_{it-j} * Cisp_{it-1} + \eta ecm_{it-1} + \varepsilon_{it} \quad (34)$$

Dans le cadre des équations (30), (31), (32), (33) et (34),  $\beta$ ,  $\lambda$ ,  $\kappa$ ,  $\phi$ ,  $\rho$ ,  $\xi$ ,  $\phi$ ,  $\gamma$ ,  $\psi$ , et  $\zeta$  sont les coefficients de la dynamique de court-terme de la convergence du modèle à l'équilibre et  $\eta$  représente la vitesse d'ajustement.

#### IV. Résultats des estimations

Les résultats de nos estimations à l'aide des estimateurs Mean Group (MG), Pooled Mean Group (PMG) et Dynamic Fixed Effects (DFE) sont consignés dans les tableaux I et II ci-après. D'après le test joint de Hausman, les régressions en PMG sont préférées (plus efficaces) aux régressions en MG et DFE. Ainsi, l'interprétation de nos résultats sera basée uniquement sur les régressions en PMG.

A l'examen des résultats du modèle linéaire et du modèle non-linéaire respectivement dans les tableaux I et II ci-dessus, nous constatons dans le cadre des régressions efficaces (en PMG) des équations 1 et 2 du tableau I et des équations 1, 2 et 3 du tableau II que le proxy de l'intégration financière internationale présente des coefficients d'élasticité positifs. Mais, ces élasticités positives ne sont significatives que dans les régressions de l'équation 2 (tableau I) et des équations 1, 2 et 3 (tableau II). Par ailleurs, lorsque nous comparons nos résultats de l'équation 1 avec ceux de l'équation 2 en PMG du tableau I et ceux des équations 1, 2 et 3 en PMG du tableau II, nous constatons que les élasticités positives du proxy de l'intégration financière notées dans l'équation 1 ne deviennent significatives dans les autres équations qu'avec l'introduction de l'indicateur de la volatilité des flux de capitaux internationaux. Ainsi, ces résultats permettent d'affirmer d'une part, l'impact positif de l'intégration financière internationale sur la croissance économique des pays de l'UEMOA et, d'autre part, de confirmer que la volatilité des flux de capitaux internationaux occulte effectivement la mise en évidence de cet effet bénéfique. Nous déduisons avec les résultats significatifs en PMG des relations de long-terme des tableaux I et II, qu'une hausse probable d'un point de pourcentage (1%) du niveau d'intégration financière internationale dans l'UEMOA entraînerait une hausse moyenne de la croissance économique de près de 0,47 %. Par contre, avec le résultat significatif de la relation de court-terme de l'équation 2 en PMG du tableau I, une hausse probable de l'intégration financière internationale d'un point de pourcentage (1%) entraînerait une hausse de la croissance économique de près de 0,36 %.

**Tableau I :** La volatilité des flux entrants de capitaux privés internationaux dans la relation entre l'intégration financière internationale et la croissance économique

Variable dépendante : Taux de croissance du revenu réel par tête ( <i>Tcrpt</i> )						
Equations	1			2		
Régressions	PMG	MG	DFE	PMG	MG	DFE
<b>Variables explicatives</b>						
<b>Coefficients de long-terme</b>						
<i>Ifi</i>	0.1607 (1.07)	-0.0864 (-0.15)	-0.2057 (-1.24)	0.5241 (2.70)*	-0.8280 (-1.06)	-0.1470 (-1.24)
<i>Vfci</i>				-0.3279 (-2.03)**	-0.5769 (-0.09)	-0.0410 (-1.06)
<i>Toc</i>	-0.0223 (-1.01)	0.0121 (0.06)	0.0272 (1.92)***	-0.0176 (-0.86)	0.0046 (0.02)	0.0294 (2.23)**
<i>Tinf</i>	0.0672 (2.58)**	0.0811 (1.07)	0.0617 (3.80)*	0.0761 (2.78)*	-0.1613 (-0.97)	0.0645 (3.88)*
<i>Ti</i>	0.0194 (0.46)	0.0780 (0.36)	0.0381 (0.99)	0.0487 (1.06)	0.0073 (0.02)	0.0413 (1.10)
<i>Tsbp</i>	0.0074 (0.54)	-0.0266 (-0.22)	0.0154 (1.09)	0.0063 (0.36)	0.2408 (0.53)	0.0222 (1.49)
<i>Cisp</i>	-0.0357 (-0.87)	0.5229 (0.98)	-0.0156 (-0.29)	-0.1356 (-3.39)*	0.7304 (1.01)	-0.0310 (-0.56)
<i>Dcp</i>	-0.0953 (-1.27)	0.1227 (0.38)	-0.0191 (-0.55)	0.0280 (0.37)	0.2140 (0.65)	-0.0141 (-0.43)
<i>Tcpop</i>	1.2262 (2.84)*	1.7557 (0.25)	-0.1768 (-0.31)	1.1204 (2.58)**	3.0470 (0.30)	-0.0991 (-0.17)
<b>Coefficients de court-terme</b>						
<i>Coefficient de la correction d'erreur</i>	-1.0549 (-12.73)*	-1.4342 (-10.01)*	-1.0815 (-19.73)*	-1.0504 (-9.96)*	-1.5838 (-11.09)*	-1.0779 (-19.31)*
$\Delta Ifi$	0.2883 (1.25)	0.1329 (0.15)	0.3708 (2.17)**	0.3581 (2.12)**	0.2636 (0.19)	0.4013 (2.50)**
$\Delta Vfci$				-1.0446 (-1.67)***	-4.4279 (-0.61)	0.1334 (5.21)*
$\Delta Toc$	-0.0369 (-0.39)	-0.1267 (-0.66)	-0.0324 (-0.60)	-0.0366 (-0.40)	-0.1244 (-0.60)	-0.0287 (-0.57)
$\Delta Tinf$	-0.2404 (-3.36)*	-0.3359 (-2.59)**	-0.0438 (-0.88)	-0.2087 (-3.54)*	-0.0273 (-0.13)	-0.0487 (-0.96)
$\Delta Ti$	0.4563 (2.80)*	0.5916 (2.22)**	0.1835 (1.18)	0.4281 (2.30)**	0.4042 (1.86)***	0.1662 (1.11)
$\Delta Tsbp$	0.1612 (0.80)	1.4758 (2.00)**	0.0892 (1.84)***	0.4360 (2.11)**	1.6442 (1.79)***	0.1048 (2.56)**
$\Delta Cisp$	0.0264 (0.18)	-0.7672 (-1.82)***	-0.1411 (-1.35)	-0.1587 (-0.84)	-1.2044 (-1.75)***	-0.1714 (-1.74)***
$\Delta Dcp$	0.0669 (0.36)	0.0007 (0.00)	-0.1589 (-1.14)	0.0238 (0.13)	0.1177 (0.39)	-0.1557 (-1.13)
$\Delta Tpop$	-7.2695 (-2.07)**	-0.2337 (-0.02)	1.8861 (1.00)	-5.8669 (-1.39)	-10.1063 (-0.46)	1.8391 (1.12)
<b>Constante</b>	-1.7089 (-2.69)*	-26.8732 (-0.71)	-2.9099 (-2.46)**	-2.4764 (-2.97)*	-55.8246 (-1.02)	-3.4224 (-3.02)*
<b>Pays</b>	8	8	8	8	8	8
<b>Observations</b>	320	320	320	320	320	320
<b>Tests de Hausman</b>	(MG PMG)= 7.49 (0.4843) (DFE PMG)= 0.00 (1.0000)			(MG PMG)= 0.00 (1.0000) (DFE PMG)= 5.82 (0.7575)		

**Source :** Estimations de l'auteur à partir du logiciel **Stata 10**.

**NB :** Entre parenthèses les valeurs du z-statistic. \*=significatif à 1 %, \*\*=significatif à 5 %,\*\*\*=significatif à 10%. Le test de Hausman indique que les régressions en PMG sont cohérentes et efficaces que celles en MG et DFE. La structure des retards est (1, 1, 1, 1, 1, 1, 1, 1, 1) pour l'équation 1 et (1, 1, 1, 1, 1, 1, 1, 1, 1) pour l'équation 2. Des variables muettes temporelles sont incluses dans le modèle.

**Tableau II** : Le lien multiplicatif de la volatilité des flux entrants de capitaux privés internationaux dans la relation entre l'intégration financière internationale et la croissance économique

Variable dépendante : Taux de croissance du revenu réel par tête ( <i>Tcrpt</i> )									
Equations	1			2			3		
Régressions	PMG	MG	DFE	PMG	MG	DFE	PMG	MG	DFE
<b>Variables explicatives</b>									
<b>Coeff. de long-terme</b>									
<i>I<sub>fi</sub></i>	0.5383 (2.28)**	-0.9667 (-0.86)	-0.0598 (-0.51)	0.3330 (1.79)***	-1.4328 (-1.18)	-0.1175 (-1.24)	0.4938 (2.11)**	-1.4286 (-1.10)	-0.2029 (-1.45)
<i>V<sub>fci</sub></i>	-2.0519 (-2.85)*	145.4104 (1.26)	-0.0280 (-0.08)	-2.1565 (-4.17)*	-6.9988 (-0.46)	-0.2241 (-0.76)	0.7930 (1.74)***	32.8306 (1.46)	0.0455 (0.51)
<i>T<sub>inf</sub></i>	0.0568 (2.01)**	-0.0538 (-0.18)	0.0509 (2.67)*	0.0627 (2.47)**	-0.4804 (-0.99)	0.0573 (3.00)*	0.0895 (2.99)*	0.9796 (1.10)	0.0602 (4.57)*
<i>T<sub>i</sub></i>	0.0664 (1.55)	-0.0260 (-0.13)	0.0396 (0.87)	0.0916 (2.15)**	-0.2919 (-0.62)	0.0560 (1.73)***	0.0016 (0.03)	-0.3405 (-0.73)	0.0252 (0.73)
<i>D<sub>cp</sub></i>	0.1427 (2.49)**	0.1686 (0.63)	0.0129 (0.28)	0.1296 (2.20)**	-0.2702 (-0.27)	-0.0058 (-0.18)	0.0065 (0.09)	-0.4976 (-1.22)	-0.0364 (-0.95)
<i>T<sub>sbp</sub></i>				0.0049 (0.28)	0.0044 (0.02)	0.0260 (1.80)***	0.0172 (0.97)	0.0459 (0.14)	0.0276 (1.62)
<i>T<sub>oc</sub></i>	0.0646 (3.08)*	0.0569 (0.43)	0.0254 (1.35)				0.0521 (2.39)**	0.5515 (3.29)*	0.0364 (2.89)*
<i>C<sub>isp</sub></i>	-0.1328 (-3.42)*	0.5773 (1.81)***	-0.0512 (-1.12)	-0.0961 (-2.23)**	0.2307 (0.59)	-0.0362 (-0.65)			
<i>T<sub>cpop</sub></i>	0.1861 (0.45)	-0.2822 (-0.06)	0.1851 (0.32)	0.4251 (0.99)	1.7052 (0.26)	-0.0473 (-0.10)	0.8210 (1.88)***	4.8006 (0.87)	-0.1192 (-0.38)
<i>V<sub>fci</sub> * T<sub>sbp</sub></i>	0.0245 (2.35)**	-1.8172 (-1.11)	-0.0005 (-0.07)						
<i>V<sub>fci</sub> * T<sub>oc</sub></i>				0.0394 (4.00)*	0.0058 (0.02)	0.0031 (0.56)			
<i>V<sub>fci</sub> * C<sub>isp</sub></i>							-0.0517 (-2.08)**	-1.8999 (-1.37)	-0.0042 (-1.28)
<b>Coeff. de court-terme</b>									
<i>Coefficient de la correction d'erreur</i>	-1.0514 (-8.63)*	-1.2325 (-12.65)*	-1.0766 (-17.66)*	-1.1000 (-10.96)*	-1.2790 (-10.47)*	-1.0822 (-23.07)*	-1.0730 (-12.70)*	-1.1869 (-8.14)*	-1.0856 (-20.99)*
$\Delta I_{fi}$	0.5251 (0.55)	1.7179 (1.61)	0.4043 (2.19)**	0.0174 (0.06)	0.3271 (0.32)	0.2663 (1.92)***	0.2621 (0.91)	2.2141 (1.46)	0.4013 (2.53)**
$\Delta V_{fci}$	-30.8286 (-0.93)	-145.9227 (-1.62)	-0.0894 (-0.39)	0.1364 (0.62)	26.5921 (1.66)***	-0.2526 (-0.84)	-7.2861 (-0.53)	-60.9914 (-0.91)	0.0128 (0.25)
$\Delta T_{inf}$	-0.0829 (-1.34)	0.0100 (0.05)	-0.0429 (-0.73)	-0.2045 (-3.33)*	-0.1076 (-0.95)	-0.0327 (-0.60)	-0.3701 (-2.74)*	-0.6847 (-1.39)	-0.0213 (-0.39)
$\Delta T_i$	0.2217 (1.38)	0.4572 (2.17)	0.1847 (1.25)	0.3708 (2.64)*	0.5195 (2.28)**	0.1463 (1.06)	0.4801 (2.72)*	-0.0468 (-0.14)	0.1868 (1.28)
$\Delta D_{cp}$	-0.0620 (-0.23)	-0.0029 (-0.01)	-0.1819 (-1.14)	0.0552 (0.25)	0.0232 (0.05)	-0.1608 (-1.18)	-0.1198 (-0.46)	-0.3235 (-0.55)	-0.2207 (-1.35)
$\Delta T_{sbp}$				0.3538 (3.18)*	1.3179 (2.40)**	0.1056 (2.46)**	0.2552 (0.75)	0.3218 (0.32)	0.1019 (2.70)*
$\Delta T_{oc}$	-0.1454 (-1.53)	-0.1308 (-1.67)***	-0.0298 (-0.56)				-0.0409 (-0.52)	-0.5060 (-4.58)*	-0.0394 (-0.86)
$\Delta C_{isp}$	-0.0180 (-0.08)	-0.6028 (-2.56)**	-0.1916 (-2.37)**	-0.1684 (-1.00)	-0.8751 (-2.80)*	-0.2029 (-2.11)**			
$\Delta T_{cpop}$	8.1035 (0.95)	6.7967 (0.73)	0.4698 (0.28)	6.2427 (0.90)	5.1197 (0.67)	2.0764 (1.71)***	-4.8864 (-2.01)**	19.2441 (0.83)	2.5311 (2.15)**
$\Delta V_{fci} * T_{sbp}$	0.5467 (1.08)	1.6284 (1.33)	0.0038 (0.97)						
$\Delta V_{fci} * T_{oc}$				-0.1498 (-0.99)	-0.5252 (-1.67)***	0.0075 (1.37)			
$\Delta V_{fci} * C_{isp}$							0.6119 (0.63)	3.3121 (0.91)	0.0069 (2.59)**
<i>Constante</i>	-6.4235 (-4.83)*	-23.5496 (-1.37)	-2.2194 (-1.47)	-5.7876 (-4.54)*	-15.8810 (-0.48)	-2.4646 (-2.19)**	-7.7160 (-7.01)*	-25.5391 (-1.47)	-4.2103 (-2.64)*
<i>Pays</i>	8	8	8	8	8	8	8	8	8
<i>Observations</i>	320	320	320	320	320	320	320	320	320
<i>Tests de Hausman</i>	(MG ; PMG)= 0.00 (1.0000) (DFE ; PMG)=0.00 (1.0000)			(MG ; PMG)= 8.70 (0.4657) (DFE ; PMG)=0.00 (1.0000)			(MG ; PMG)= 0.00 (1.0000) (DFE ; PMG)= 0.00 (1.0000)		

**Source** : Estimations de l'auteur à partir du logiciel **Stata 10**.

**NB** : Entre parenthèses les valeurs du z-statistic. \* = significatif à 1 %, \*\* = significatif à 5 %, \*\*\* = significatif à 10%. Le test de Hausman indiquent que les régressions en PMG sont cohérentes et efficaces que celles en MG et DFE. La structure des retards pour les trois équations est : (1, 1, 1, 1, 1, 1, 1, 1, 1). Des variables muettes temporelles sont incluses dans le modèle.

Ces résultats mettent en évidence l'hypothèse théorique de l'effet bénéfique de l'intégration financière internationale sur la croissance économique. Cependant, dans le cadre des pays de l'UEMOA, l'impact de l'intégration financière internationale sur la croissance économique est plus fort à long-terme qu'à court-terme. Cela explique bien le fait que les capitaux issus du processus d'intégration financière internationale assurent le financement de projets de long-terme dont les effets bénéfiques sur la croissance s'expriment à long-terme.

Nous constatons par ailleurs que l'indicateur de la volatilité des flux entrants de capitaux internationaux présente comme prévu un coefficient d'élasticité significativement négatif qui confirme l'hypothèse théorique de l'effet néfaste de la volatilité des flux de capitaux internationaux sur la croissance économique. Par exemple, nous déduisons à partir de la régression de l'équation 2 en PMG qu'une hausse probable de la volatilité des flux de capitaux internationaux de 1 % réduirait la croissance économique respectivement à long terme et à court terme de près de 0,33% et 1,04%. Ces résultats montrent que l'effet néfaste de la volatilité des flux de capitaux est plus accentué à court terme qu'à long terme. En effet, à long-terme, l'évolution positive de certains fondamentaux de la croissance économique permet de combler les insuffisances de capitaux induits par l'instabilité des flux de capitaux entrants dans les pays hôtes.

La vitesse d'ajustement reflétée par le coefficient de convergence (coefficient de la correction d'erreurs) dans les régressions de la dynamique de court terme de nos deux modèles est significativement négative dans toutes nos estimations et légèrement supérieure à l'unité (en moyenne de 1,07). Ce qui signifie qu'un coup de pouce dans le processus d'intégration financière internationale est susceptible de propulser les pays de l'UEMOA sur une trajectoire rapide vers leur état stable de taux de croissance de long terme.

La variable du taux d'ouverture commerciale présente un coefficient d'élasticité significativement positif dans les relations de long terme des régressions en PMG des équations 1 et 3 du modèle non linéaire (modèle avec la spécification multiplicative). Ce résultat suggère que l'ouverture commerciale est profitable dans le long terme à la croissance économique des pays de l'UEMOA.

La variable du taux d'inflation présente dans les relations de long terme des régressions en PMG du modèle linéaire et du modèle avec spécification multiplicative des élasticités significativement positives, mais dans les relations de court terme de ces modèles ces élasticités sont presque toutes significativement négatives. Ces résultats montrent que l'effet défavorable de l'inflation sur la croissance économique des pays de l'UEMOA se manifeste à court terme mais demeure faible ou presque sans effet à long terme. La variable du taux d'investissement présente un coefficient d'élasticité significativement positif dans la plupart des régressions en PMG des relations de court et long terme du modèle de base et du modèle avec la spécification multiplicative ; ce qui suggère que l'investissement intérieur participe favorablement à la croissance économique dans les pays de l'UEMOA.

Le taux de scolarisation brut dans le primaire présente une élasticité positive dans toutes les régressions en PMG du modèle linéaire et du modèle non-linéaire, mais cette élasticité positive

n'est significative que dans la relation de court terme des équations **2** des deux modèles. Cela permet d'affirmer que le niveau du capital humain dans les pays de l'UEMOA contribue à court terme à la croissance économique.

Le ratio du crédit intérieur au secteur privé sur le PIB (représentant le niveau de développement du secteur financier) présente un coefficient d'élasticité négatif dans la plupart des régressions en PMG du modèle linéaire et du modèle non-linéaire. Cette élasticité négative est significative dans la régression de long terme de l'équation **2** du modèle linéaire et celle des équations **1** et **2** du modèle non linéaire. Ainsi, ces résultats confirment la faiblesse de la contribution du secteur financier à la croissance économique dans les pays de l'UEMOA.

L'indicateur des dépenses publiques présente un coefficient d'élasticité significativement positif dans la relation de long terme des équations **1** et **2** des régressions en PMG du modèle non-linéaire. Ces résultats traduisent que les dépenses de consommation publique dans les pays de l'UEMOA entraînent la croissance économique.

La variable du taux de croissance de la population présente un coefficient d'élasticité significativement positif dans la régression en PMG de la relation de long terme de l'équation **3** du modèle non-linéaire et dans celles des équations **1** et **2** du modèle linéaire. Par contre, cette élasticité est significativement négative dans la régression de court terme de l'équation **3** du modèle non linéaire. Ces résultats permettent d'affirmer qu'à court terme la croissance de la population nuit à la croissance économique des pays de l'UEMOA mais cette contrainte se lève à long terme.

A l'analyse des résultats de notre modèle non-linéaire (avec la spécification multiplicative) dans le tableau **2** ci-dessus, nous constatons que dans la régression en PMG de l'équation **1**, la variable d'interaction « volatilité des flux de capitaux \*taux de scolarisation brut dans le primaire » présente un effet marginal positif avec simultanément un coefficient d'élasticité négatif de l'indicateur de la volatilité des flux de capitaux. Ces effets sont significatifs dans la relation de long-terme. Ces résultats suggèrent que le niveau du capital humain dans les pays de l'UEMOA contribue à réduire l'effet néfaste de la volatilité des flux entrants de capitaux privés internationaux dans le processus d'intégration financière internationale à long-terme et par conséquent sur la croissance économique. Nous notons par exemple dans la relation de long-terme qu'une hausse probable de 1% de l'effet néfaste de la volatilité des flux de capitaux privés internationaux sur la croissance est susceptible d'être atténuée à près de 0,02 % par le stock du capital humain. Nous déduisons de ce résultat un seuil de 83,75<sup>39</sup> % de taux de scolarisation brut dans le primaire au-delà duquel l'impact défavorable de l'instabilité des flux entrants de capitaux internationaux sur la croissance économique commence à s'atténuer. Ce résultat rejoint l'affirmation de Kose et *al.* (2007) sur la nécessité préalable d'un stock important de capital humain dans les pays hôtes afin que l'intégration financière internationale puisse soutenir la croissance économique.

---

<sup>39</sup> Soit la coupure suivante :  $2,0519/0,0245=83,75$



Dans la régression en PMG de l'équation 2 du tableau II, la variable croisée « volatilité des flux de capitaux\*taux d'ouverture commerciale » présente un effet marginal significativement positif avec simultanément un coefficient d'élasticité significativement négatif de la variable de la volatilité des flux de capitaux privés internationaux dans la relation de long-terme. Nous concluons ainsi que le taux d'ouverture commerciale contribue à atténuer l'impact défavorable de la volatilité des flux de capitaux privés internationaux dans le processus d'intégration financière internationale et sur la croissance économique des pays de l'UEMOA à long-terme. Ces résultats montrent qu'une hausse probable de 1% de la volatilité des flux entrants de capitaux privés internationaux est susceptible d'être atténuée à près de 0,04 % par le taux d'ouverture commerciale. Nous retrouvons ici l'affirmation de Sula (2010), qui avance que l'ouverture commerciale régule l'ampleur de l'effet pervers de la volatilité des flux de capitaux sur la production. Nous déduisons par ailleurs un seuil de 54,73<sup>40</sup> % du taux d'ouverture commerciale au-delà duquel l'impact défavorable de l'instabilité des flux de capitaux internationaux sur la croissance économique commencerait à se réduire. Egalement, comme précédemment, nous retrouvons une autre affirmation de Kose et al. (2007) sur la nécessité préalable d'une bonne ouverture commerciale afin que l'intégration financière internationale puisse soutenir la croissance économique.

La variable d'interaction « volatilité des flux de capitaux \* ratio du crédit intérieur au secteur privé sur le PIB » présente un effet marginal significativement négatif dans la relation de long terme de la régression en PMG de l'équation 3 (tableau II) avec simultanément un coefficient d'élasticité significativement positif de la variable de la volatilité des flux de capitaux internationaux. Ces résultats suggèrent qu'à long-terme, lorsque l'effet néfaste de la volatilité des flux de capitaux internationaux tend à s'annuler dans le processus d'intégration financière internationale et par ricochet sur la croissance économique, l'évolution du système financier a tendance à le détériorer. Par exemple, une baisse probable de 1 % de l'effet néfaste de la volatilité des flux de capitaux privés internationaux pourrait être aggravée à près de 0,05 % par l'état du secteur financier. Ce résultat vient corroborer la thèse du comportement des institutions financières dans les pays de l'UEMOA en termes d'octroi du crédit qui selon Keho (2012), rationnent le secteur privé au profit des Etats. Ainsi, ce secteur est sous-financé en dépit d'une surliquidité bancaire. Ce résultat confirme clairement que le système financier reste défaillant à combler les baisses de capitaux provoquées par la volatilité des flux de capitaux internationaux entrants dans les pays de l'UEMOA.

## Conclusion

Nous avons tenté de vérifier dans ce papier, d'une part, la pertinence du rôle de la volatilité des flux entrants de capitaux internationaux dans l'analyse de la relation entre l'intégration financière internationale et la croissance économique, et d'autre part, l'implication de certaines variables économiques à atténuer les effets de cette volatilité. Notre analyse a porté sur des données de

---

<sup>40</sup> Soit la coupure suivante :  $2,1565/0,0394=54,73$

panel des pays de l'UEMOA sur la période 1970-2010. D'après nos résultats, la relation entre l'intégration financière internationale et la croissance économique ne devient significativement positive que lorsque la variable de la volatilité des flux de capitaux internationaux est prise en compte dans les régressions. Ce qui confirme d'une part l'existence d'un effet bénéfique entre l'intégration financière internationale et la croissance économique dans les pays de l'UEMOA et d'autre part que l'ambiguïté constatée dans les études précédentes est imputable à la négligence ou à l'omission d'une variable captant la volatilité des flux de capitaux dans les spécifications économétriques. Nous avons par ailleurs trouvé à l'aide d'une spécification multiplicative que l'effet néfaste de la volatilité des flux de capitaux internationaux dans le processus d'intégration financière internationale et sur la croissance économique des pays de l'UEMOA baisse lorsque le taux d'ouverture commerciale et le stock du capital humain atteignent certains seuils.

Nos résultats suscitent d'importantes implications politiques. En effet, l'absence d'un résultat significatif entre l'intégration financière internationale et la croissance économique dans les régressions sans la volatilité des flux de capitaux privés provient clairement de l'alternance (*sudden stops*<sup>41</sup> et *surges*<sup>42</sup>) dans les entrées des capitaux privés internationaux. Ces alternances mettent à mal les plans de production des unités économiques. En effet, dans une situation de *sudden stops*, le système financier, qui assure l'intermédiation financière, fait face à une situation de quasi-absence de liquidité pour financer les projets d'investissements. Egalement, une baisse dans la mise en place des firmes multinationales entraîne une baisse des embauches, suivie d'une baisse de la consommation globale ; ce qui conduit à une baisse de la croissance économique.

Les différentes implications politiques susmentionnées nous amènent à proposer aux décideurs d'importantes recommandations. Notons que l'intégration financière internationale ne sera bénéfique à la croissance économique que si des mesures de surveillance pour assurer une régularité dans les entrées de capitaux privés étrangers seront mises en place par les autorités chargées de l'économie et des finances dans les pays de l'UEMOA.

Dans la mesure où la littérature économique répertorie comme source d'instabilité des flux de capitaux privés internationaux, une insuffisance de la compétition dans le système bancaire, l'inflation et les dépenses publiques (déficit publique), alors, toute politique de promotion d'ouverture du compte capital par les autorités chargés de l'économie et des finances des pays de l'UEMOA doit s'accompagner d'une ouverture à la concurrence dans le secteur bancaire, d'une stabilité de l'environnement macroéconomique et d'une modération en terme de consommation publique.

Les décideurs politiques dans les pays de l'UEMOA doivent mener les politiques d'ouverture aux flux de capitaux internationaux simultanément avec celles de libéralisation commerciale et d'éducation (formation du capital humain) ;

---

<sup>41</sup> Les baisses brusques dans l'entrée des capitaux étrangers.

<sup>42</sup> Les hausses brusques dans l'entrée des capitaux étrangers.

Les décideurs politiques dans les pays de l'UEMOA doivent s'efforcer à atteindre les seuils d'au moins 83.75 % et de 54,73 % respectivement pour le taux de scolarisation au niveau primaire et d'ouverture commerciale afin de rendre l'intégration financière internationale profitable à la propulsion de la croissance économique.

## BIBLIOGRAPHIE

- Acikgoz, S., Akcoraoglu, A., et Gokce, A., (2011), "Volatility of Foreign Direct Investment and Economic Growth: Empirical Evidence from the Czech Republic and Hungary", *Research Journal of International Studies*, N° 22, pp. 18-31, (December, 2011).
- Agenor, P.R., (2003), « Benefits and Costs of International Financial Integration: Theory and Facts », *World Economy*, Vol. 26, Issue 8, pp. 1089-1118.
- Ahmed, S., Hassan, S. et Sukar, A., (2007), "The effect of foreign direct investment on economic growth: the case of sub-Sahara Africa", *Southwestern Economic Review*, pp. 61-74.
- Azzabi, S., (2012), *Intégration financière internationale, développement financier et croissance dans les pays émergents et en développement*, Thèses de doctorat, Université Lumière Lyon 2.
- Baharumshah, A. Z. et Thanoon, M.A-M., (2006), "Foreign capital flows and economic growth in East Asian Countries", *China economic review*, Vol. 17, N° 1, pp.70-83.
- Bai, J. et Ng, S. (2004), "A PANIC Attack on Unit Roots and Cointegration", *Econometrica*, Vol. 72, N° 4, pp. 1127-1178.
- Baltagi, B. H., Feng, Q. et Kao, C., (2010), *A Lagrange Multiplier Test for Cross-sectional Dependence in a Fixed Effects Panel Data Model*, Syracuse University and Nanyang Technological University.
- Banerjee, A., Massimiliano, M. et Osbat, C. (2005), "Testing for PPP: should we use panel methods?" *Empirical Economics*, Vol. 30, pp. 77-91
- Bekaert, G., Harvey, C. R., et Lundblad, C., (2005), "Does financial liberalisation spur growth?" *Journal of financial economics*, Vol. 77, N° 1, pp. 3-55.
- Belsley, D.A., Kuh, E. et Welsch, R. E., (1980), *Regression diagnostics: identifying influential data and sources of collinearity*, Edition Wiley.
- Bénassy-Quéré, A. et Salins, V., (2005), « Impact de l'ouverture financière sur les inégalités internes dans les pays émergents », *document de travail du CEPII*, N° 2005-11.
- Blackburne, E.F. and Frank, M.W., (2007), "Estimation of nonstationary heterogeneous panels", *Stata Journal*, Vol. 7, N° 2, pp. 197-208.
- Bollerslev, T., (1986), "Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity", *Journal of Econometrics*, Vol. 31, N° 3, pp. 307-327.
- Bordo, D.M., Cavallo, A.F. et Meissner, C.M., (2007), "Sudden stops: determinants and output effects in the first era of globalization, 1880-1913", *NBER Working paper*, N°13489, Massachusetts, Cambridge, October 2007.
- Borensztein, E., De Gregorio, J. et Lee, J.W., (1998), "How does foreign investment affect growth?", *Journal of international economics*, Vol. 45, N° 1, pp. 115-172.
- Bourbonnais, R., (1993), *Econométrie : cours et exercices corrigés*, Paris : Dunod
- Breitung, J. et Pesaran, M.H., (2007), *Unit roots and cointegration in panels*, University of Bonn, Cambridge University, August, 2007.

- Breusch, T. et Pagan, A., (1980), "The Lagrange Multiplier Test and Its Application to Model Specification in Econometrics", *Review of Economic Studies*, Vol. 47, pp. 239-254.
- Calvo, G.A. et Reinhart, C.M., (1999), "When capital inflows come to a sudden stop: consequences and policy options", *Mimeo*, Center for international economics, Department of economics, University of Maryland.
- Campos, N.F. et Kinoshita, Y., (2002), "Foreign direct investment as technology transferred: some panel evidence from transition economies", *William Davidson Institute Working Paper*, N° 438.
- Caprio, G. et Honohan, P., (1999), "Restoring banking stability : beyond supervised capital requirement", *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 13, N° 4.
- Cariolle, J., (2012), « Mesurer l'instabilité macroéconomique: applications aux données de recettes d'exportation, 1970-2005 », *FERDI Document de travail*, N° I.14.
- Carkovic, M. et Levine, R., (2002), "Does foreign direct investment accelerate economic growth?", *Working paper series*, Department of business finance, University of Minnesota.
- Cavalcanti, T. V. de V., Mohaddes, K., and Raissi, M., (2012), "Commodity Price Volatility and the Sources of Growth", *IMF Working paper*, N° 12/12.
- Choi, I. (2002), "Combination Unit Root Tests for Cross-Sectionally Correlated Panels", *mimeo*, Hong Kong University of Science and Technology.
- Cobb, C. W. et Douglas, P.H., (1928), "A Theory of Production" *American Economic Review*, Vol. 18, N° 1, pp. 139-165.
- Cowan, K. et Raddatz, C., (2011), "Sudden Stops and Financial Frictions : Evidence from Industry Level Data", *Policy Research Working Papers*, N° 5605, World Bank, Macroeconomics and Growth Team, Development Research Group.
- De Bourmont, M., (2012), « La résolution d'un problème de multicollinéarité au sein des études portant sur les déterminants d'une publication volontaire d'informations : proposition d'un algorithme de décision simplifié basé sur les indicateurs de Belsley, Kuh et Welsch (1980) », *Comptabilité et innovation*, Grenoble : France (2012), Rouen Business School.
- De Mello, L., (1999), "Foreign direct investment led growth: evidence from time series and panel data", *Oxford economics papers*, Vol. 51, pp.133-151.
- Dornbusch, R. Goldfajn, I. et Valdès, R. O., (1995), "Currency crises and collapses", *Brookings Papers on Economic Activity*, issue N° 1, pp. 219-270.
- Dornbusch, R. Goldfajn, I. et Valdès, R. O., (1995), "Currency Crises and Collapses", *Brookings papers on economic activity*, N° 2, pp. 219-293.
- Edison, H.J., Levine, R., Ricci, L. et Slock, T., (2002), *International financial integration and growth*, International Monetary Fund, Washington DC 20431, Finance Department, University of Minnesota, Minneapolis MN 55455.
- Edison, H.J., Levine, R., Ricci, L. et Slock, T., (2002), "Capital account liberalization and economic performance: survey and synthesis", *IMF Working Paper*, N° WP/02/120.
- Egbetunde, T. et Akinlo, A.E., (2014), "Financial Integration and Economic Growth in Sub-Saharan Africa", *Journal of Sustainable Development in Africa*, Vol. 16, N° 6, pp. 83-96.

- Erkel-Rousse, H., (1995), « Détection de la multicolinéarité dans un modèle linéaire ordinaire : quelques éléments pour un usage averti des indicateurs de Belsley, Kuh et Welsch », *Revue de statistique appliquée*, Vol. 43, N°4, pp.19-42.
- Esso, L. J., (2010), "Long-run relationship and causality between foreign direct investment and growth: evidence from ten African Countries", *International Journal of Economics and Finance*, Vol. 2, N° 2, pp. 168-177.
- Feridun, M. et Sissoko, Y., (2011), "Impact of FDI on economic development: a causality analysis for Singapore, 1976-2002", *International Journal of Economic Sciences and Applied Research*, Vol. 4, Issue 1, pp. 7-17.
- Fosu, O-A. E. et Magnus, F. J., (2006), "Bounds Testing Approach to Cointegration: An Examination of Foreign Direct Investment Trade and Growth Relationships", *American Journal of Applied Sciences*, Vol. 3, N° 11, pp. 2079-2085.
- Giraud, A., (2001), "La crise indonésienne et le rôle du FMI", *Finance et développement*, Juin 2001.
- Hassan, M., Hagen, A. et Haj, M., (2005), "Is the impact of foreign loans on the economic growth of severely-indebted underdeveloped countries a myth or a reality? Corroborative evidence", *Journal of Economics and Economic Education Research*, May 1, 2005.
- Hausman, J.A., (1978), "Specification tests in econometrics", *Econometrica*, Vol. 46, pp. 1251-1272.
- Hernández, L. et Schmidt-Hebbel, K., (2001), "Banking, financial integration and international crises: an overview", *Working paper*, Central bank of Chile, N°100.
- Hutchison, M.M. et Noy, I., (2006), "Sudden stops and the Mexican wave: currency crises, capital flow reversals and output loss in emerging markets", *Journal of development economics*, Vol. 79, N° 1, pp. 225-248.
- Im, K.S., Pesaran M. H. et Shin, Y., (2003), « Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels », *Journal of Econometrics*, Vol. 115, N° 1, pp.53-74.
- Joyce, J.P. et Nadar, M., (2006), *Sudden Stops, Banking Crises and Investment Collapses in Emerging Markets*, Department of Economics Wellesley College.
- Keho Y. (2012), « Le rôle des facteurs institutionnels dans le développement financier et économique des pays de l'UEMOA », *Revue Economique et Monétaire de la BCEAO*, N° 12, Décembre 2012.
- Klein, M.W. et Olivei, G.P., (2008), "Capital Account Liberalization, Financial Depth, and Economic Growth", *Journal of International Money and Finance*, Vol. 27, N° 6 (October 2008): pp. 861-875.
- Kose, A., Prasad, E., Rogoff, K. et Wei, S-J., (2007), "Mondialisation financière : au-delà de la polémique", *Finances & Développement*, Mars 2007, pp. 8-13.
- Kose, M. A., Prasad, E. S. et Terrones, M. E., (2009), "Does Openness to International Financial Flows Contribute to Productivity Growth?", *Journal of International Money and Finance*, Vol. 28, pp. 554–580.

- Kose, A.M., Prasad, E., Rogoff, K. et Wei, S-J., (2010), "Financial Globalization and economic policies", *Handbook of Development Economics*, Vol. 5, pp. 4283-4359.
- Kpodar, K., (2006), Développement financier, instabilité financière et croissance économique : implication pour une réduction de la pauvreté, Thèse de doctorat, CERDI.
- Kraay, A., (1998), "In search of the macroeconomic effects of capital account liberalisation", *World Bank*.
- Kugler, M., (2006), "Spillovers from foreign direct investment: within or between industries", *Journal of development economics*, Vol. 80, N°2, pp. 444-477.
- Kyaw, S., (2003), *Foreign direct investment to developing countries in the globalised world*, Paper presented at the DSA Conference 2003, University of Strathclyde, Glasgow 10-12 September, 2003.
- Levin, A., Lin, C.F., et Chu., C.S.J., (2002), "Unit Root Test in Panel Data : Asymptotic and Finite Sample Properties", *Journal of Econometrics*, Vol. 108, N° 1, pp. 1-24
- Levine, R., (1996), "Foreign banks, financial development and economics growth", in *International financial markets: Harmonization versus competition*, ed. by Claude E. Barfield, American Enterprise Institute Press (Washington DC).
- Lane P. R. et Milesi-Ferretti, G. M, (2007), "The external wealth of nations mark II: Revised and extended estimates of foreign assets and liabilities, 1970–2004", *Journal of International Economics*, Vol. 73, N° 2, pp. 223-250.
- Maddala, G. S. et Wu, S., (1999), « A comparative study of unit root tests with panel data and new simple test », *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 61, N° 1, pp. 631-652.
- McKinnon, R., (1973), *Money and Capital in Economic Development*, Washington DC, Brookings Institution.
- Makrem, B.D., (2009), Relation between financial integration and growth : why is she ambiguous?, *MPRA paper*, N° 12982, January 2009.
- Mankiv, G., Romer, D. et Weil, N., (1992), «A contribution to the empirics of economic growth », *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 107, N° 2, pp. 407-437.
- Moon, H. R. et Perron, B. (2004), "Testing for a Unit Root in Panels with Dynamic Factors", *Journal of Econometrics*, Vol. 122, N° 1, pp. 81-126.
- Nguyen,Q.N., Pham, T.M. et Bhar, R., (2014), "Foreign Direct Investment and Economic Growth during Financial Liberalization Episodes", *International Journal of Economics and Finance*, Vol. 6, No. 8, pp. 91-102.
- Ocharo, K.N., Wawire, W.N., Ng'ang'a, K.T. et Kosimbei, G., (2014), "Private capital inflows and economic growth in Kenya", *International Journal of Development and Sustainability*, Vol. 3, N° 4, pp. 810-837.
- Ousséini, A.M., Hu, X. et Aboubacar, B., (2011), « Empirical analysis of foreign direct investment impact on economic growth in Niger », *Economics and finance review*, Vol. 1, N° 10, pp. 27-33.

- Oyowwi, O. D. et Eshenake, S. J., (2013), "Financial Openness and Economic Growth in Nigeria: A Vector Error Correction Approach", *An International Multidisciplinary Journal, Ethiopia*, Vol. 7, N° 4, N° de Serie: 31, pp. 79-92.
- Pesaran, M. (2004). "General Diagnostic Tests for Cross Section Dependence in Panels". *Cambridge Working Papers in Economics*, N° 435, et *CESifo Working Paper Series*, N° 1229.
- Pesaran, H. M., (2003), "A Simple Panel Unit Root Test in the Presence of Cross Section Dependence", *mimeo*, university of Southern California.
- Pesaran, H. M., (2007), "A Simple Panel Unit Root Test in the Presence of Cross-Section Dependence". *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 22, N° 2, pp. 265-312.
- Pesaran, M. H. et Smith, R. P., (1995), "Estimating long-run relationships from dynamic heterogeneous panels", *Journal of Econometrics*, Vol. 68, N° 1, pp. 79-113.
- Pesaran, M. H., Shin, Y., et and Smith, R.P., (1997), "Pooled Mean Group Estimation of Dynamic Heterogeneous Panels", *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 94, N° 446, pp. 621-634.
- Pesaran, M. H., Shin, Y., et and Smith, R.P., (1998), "Structural Analysis of Vector Error Correction Models with Exogenous  $I(1)$  Variables", *mimeo*, University of Cambridge.
- Pesaran, M. H., Shin, Y., et Smith, R. P., (1999), "Pooled Mean Group Estimation of Dynamic Heterogeneous Panels", *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 94, N° 446, pp. 621-634.
- Pesaran, M. H., Shin, Y. et Smith, R.J., (2001), "Bound testing approaches to the analysis of level relationships", *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 16, N° 3, pp. 289-326.
- Rahman, A., (2015), "Impact of Foreign Direct Investment on Economic Growth: Empirical Evidence from Bangladesh", *International Journal of Economics and Finance*, Vol. 7, N°. 2, pp. 178-185.
- Reis, D.L., (2005), "Measuring volatility: capital flows volatility in the quota formula", *G24 XX Technical Group Meeting*, March, 2005
- Reisen, H. et Soto, M., (2001), "Which types of capital inflows foster Developing-Countries growth?", *International finance*, Vol. 4 (Spring), N° 1, pp 1-14.
- Rodrik, D., (1998), "Who needs capital-accounts convertibility?", *Essays in international finance*, N° 207, Princeton University.
- Romer, P. M., (1993), "Ideas gaps and objects gaps in economics development", *Journal of monetary economics*, Vol. 32, N° 3, pp. 543-573.
- Saltz, I. S., (1992), "The negative correlation between foreign direct investment and economic growth in the third world, theory and evidence", *Rivista Internazionale di Scienze Economiche Commerciali*, Vol. 39, N° 7, pp. 617-633.
- Samargandi, N., Fidrmuc, J. et Sugata Ghosh, S., (2013), "Is the Relationship between Financial Development and Economic Growth Monotonic for Middle Income Countries?", *Economics and finance Working Paper series*, N° 13-21, Brunel University, London, Department of economics and finance.



- Schmukler, S., (2003), *Financial sector issues and analysis workshop*, World Bank, October 2003.
- Seetanah, B. et Khadaroo, A.J., (2007), *Foreign direct investment and growth : new evidences from Sub-Saharan countries*, School Public Policy & Management, University of Technology, Department of Economic & Statistics, University of Mauritius.
- Shahbaz, M., Wahid, A., Ahmad, K., et Chaudhary A. R., (2008), "Capital Account Openness and Economic Growth Nexus: the Case Study of Pakistan", *Journal of Economics and Business*, Vol. XI, N° 1 et 2, pp. 11-33.
- Shaw, E., (1973), *Financial deepening in Economic Development*, Oxford University Press, New York.
- Smith, V., Leybourne, S. and Kim, T-H. (2004), "More Powerful Panel Unit Root Tests with an Application to the Mean Reversion in Real Exchange Rates", *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 19, N° 2, pp. 147–170.
- Solow, R.M., (1956), "A contribution to the theory of economic growth", *Quarterly Journal of economics*, Vol. 70, N° 1, pp. 65-94.
- Stiglitz, J. E., (2002), *Globalization and its discontent*, W.W. Norton and Co.
- Sula, O., (2010), "Surges and Sudden Stops of Capital Flows to Emerging Markets", *Open Economies Review*, Vol. 21, N° 4, pp. 589-605.
- Worthington, A.C et Higgs, H., (2007), "Evidence of financial integration in Asia: an empirical application of panel unit root tests and multivariate cointegration and causality procedure", *Faculty of commerce papers*, University of Wollongong, School of accounting and finance.

## Annexes

**Tableau A-1 : Le tableau des statistiques descriptives des variables de l'étude**

Variabes	Moyenne	Ecart-type	Minimum	Maximum
<i>Tcrpt</i>	0.2514398	5.058217	-29.67355	16.19921
<i>Ifi</i>	0.8633172	2.084654	-7.905787	11.38934
<i>Vfci</i>	1.685918	4.987648	0.0000132	69.79456
<i>Toc</i>	58.3408	19.51161	21.59701	140.8602
<i>Tinf</i>	9.125978	16.54974	-8.400719	80.78814
<i>Ti</i>	18.93332	6.542087	6.767175	48.39674
<i>Dcp</i>	14.09284	4.7152	6.407648	29.43803
<i>Tsbp</i>	59.89361	30.11762	11.77363	139.6437
<i>Cisp</i>	17.71605	8.517634	0.8152577	42.2638
<i>Tcpop</i>	2.72258	0.6999905	0.6627694	4.65325

Source : Calculs de l'auteur à partir du logiciel *stata 10*.

**Tableau A-2 : La matrice des corrélations entre les variables explicatives de l'étude**

	<i>Ifi</i>	<i>Vfci</i>	<i>Toc</i>	<i>Tinf</i>	<i>Ti</i>	<i>Dcp</i>	<i>Tsbs</i>	<i>Cisp</i>	<i>Tcpop</i>
<i>Ifi</i>	1.0000								
<i>Vfci</i>	0.1799*	1.0000							
<i>Toc</i>	0.2885*	0.0862	1.0000						
<i>Tinf</i>	-0.0448	-0.0682	-0.0754	1.0000					
<i>Ti</i>	0.0640	0.0959	0.0816	0.3410*	1.0000				
<i>Dcp</i>	-0.1984*	-0.0017	-0.0703	0.2552*	0.0265	1.0000			
<i>Tsbp</i>	0.1735*	0.1413	0.6252*	-0.0186	0.0365	-0.0372	1.0000		
<i>Cisp</i>	0.0160	-0.0426	0.3443*	0.0169	0.0035	0.2735*	0.1802*	1.0000	
<i>Tcpop</i>	0.0509	0.1726	0.1633	-0.2013*	0.0195	0.2079*	0.1081	0.3076*	1.0000

Source: Calculs de l'auteur à partir du logiciel *Stata 10*.

NB : \*désigne la significativité au seuil de 5% selon le niveau de significativité ajusté de Bonferroni.

**Tableau A-3 : Résultats du test de la décomposition du coefficient de la variance de BKW**

Valeurs propres	2.811066	0.158419	0.021220	0.003419	0.003376	0.001463	0.001054	0.000294	0.000232	8.75E-06
Indice de conditionnement	3.11E-06	5.52E-05	0.000412	0.002559	0.002591	0.005978	0.008301	0.029800	0.037748	1.000000
Variabes	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
<i>C</i>	0.999054	0.000945	1.03E-07	2.85E-07	6.59E-08	1.28E-07	7.59E-08	2.91E-09	7.73E-09	3.17E-10
<i>Ifi</i>	3.19E-05	0.001987	0.995851	0.001995	3.36E-06	6.04E-06	0.000123	2.60E-06	5.03E-08	4.44E-08
<i>Vfci</i>	0.015300	0.011929	0.037387	0.423387	0.499757	0.012193	1.41E-05	5.96E-07	3.04E-05	8.66E-07
<i>Toc</i>	0.086569	0.036714	0.055511	0.002965	0.008482	0.036707	0.502312	0.210085	0.051813	0.008842
<i>Tinf</i>	0.001030	0.108641	0.000770	0.021997	0.003379	0.125668	0.109290	0.356169	0.272857	0.000197
<i>Ti</i>	0.168872	0.110773	0.001551	0.043416	0.185243	0.441666	0.039231	3.54E-05	0.009063	0.000150
<i>Dcp</i>	0.146011	0.220468	0.034527	0.313662	0.239229	0.004793	0.039226	5.14E-05	0.001994	3.82E-05
<i>Tsbs</i>	0.001331	0.001284	0.001055	0.001139	0.016634	1.36E-06	0.044315	0.434437	0.470256	0.029548
<i>Cisp</i>	0.007636	0.047668	3.50E-05	0.234272	0.070456	0.261831	0.365533	0.005844	0.006513	0.000210
<i>Tcpop</i>	0.236931	0.762961	4.52E-05	1.08E-05	2.63E-05	8.23E-06	1.63E-05	7.09E-07	5.25E-07	3.30E-08

Source: Calculs de l'auteur à partir du logiciel *Eviews 7.1*.

NB: Les valeurs associées aux différentes variables ainsi que la constante de régression représentent les proportions de décomposition de la variance. Ainsi, lorsque deux ou plusieurs valeurs sont plus grandes que 0.5 et se retrouvent associées à un petit nombre ou indice de conditionnement (soit plus petit que 1/900) alors cela indique la possibilité d'une colinéarité entre les variables auxquelles ces valeurs sont rattachées.

**Tableau A-4** : Résultats du test d'existence des effets fixes temporels

Modèle linéaire	F-Statistique	P-Value
Equation 1	1.44**	0.0485
Equation 2	1.44**	0.0497
Modèle avec spécification multiplicative	F-Statistique	P-Value
Equation 1	1.59**	0.0180
Equation 2	1.56**	0.0212
Equation 3	1.56**	0.0225

**Source** : Calculs de l'auteur à partir du logiciel Stata 10.

**NB** : \*\* désigne la significativité au seuil de 5%. Le rejet de l'hypothèse nulle indique que les coefficients inhérents aux différentes années sont conjointement égaux à zéro. Le non rejet de l'hypothèse désigne que l'usage d'effets fixes temporels n'est pas recommandé.

**Tableau A-5** : Les résultats du test d'hétérogénéité globale de Fisher

Test de Fisher	Modèle linéaire		Modèle avec spécification multiplicative		
	Equation 1	Equation 2	Equation 1	Equation 2	Equation 3
$H_0 : a_1^* = a_2^* = \dots = a_i^* (= \alpha_0)$ : homogénéité des coefficients de pente $H_a : a_1^* \neq a_2^* \neq \dots \neq a_i^* (\neq \alpha_0)$ : hétérogénéité des coefficients de pente					
<b>Statistiques du F-test</b>	2.74*	2.74*	2.03***	2.04***	2.09**
<b>P-values</b>	0.0090	0.0090	0.0510	0.0500	0.0447

**Source** : Calculs de l'auteur à partir du Logiciel Stata 10.

**NB** : \*, \*\* et \*\*\* désignent respectivement la significativité au seuil de 1%, 5% et 10%. Le rejet de l'hypothèse nulle indique la présence d'effets spécifiques.

**Tableau A-6** : Résultats du LM-test d'indépendance interindividuelle de Breusch-Pagan (B-P)

Modèle linéaire	Statistique du chi (2)	P-Value
Equation 1	50.926*	0.0051
Equation 2	50.354*	0.0059
Modèle avec spécification multiplicative	Statistique du chi (2)	P-Value
Equation 1	50.906*	0.0051
Equation 2	51.208*	0.0047
Equation 3	51.611*	0.0043

**Source** : Calculs de l'auteur à partir du logiciel Stata 10.

**NB** : \* désigne la significativité au seuil de 1%. L'hypothèse nulle du LM test de B-P est que les résidus entre les entités ne sont pas corrélés. Le rejet de l'hypothèse nulle indique la présence d'une dépendance interindividuelle.

**Tableau A-7** : Résultats du test de racine unitaire de Pesaran (2007) : spécification sans trend

Variables	Nombres de retards	Niveau <i>Zt – bar</i>	Différence première <i>Zt – bar</i>
<i>Tcrpt</i>	0	-12.833*	-13.270*
<i>Ifi</i>	2	-1.174	-5.554*
<i>Vfci</i>	2	3.241	-4.280*
<i>Toc</i>	2	-0.288	-5.918*
<i>Tinf</i>	2	-0.738	-11.191*
<i>Ti</i>	2	2.663	-5.574*
<i>Dcp</i>	0	0.308	-12.980*
<i>Tsbp</i>	0	2.111	-5.112*
<i>Cisp</i>	0	-1.524***	-12.308*
<i>Tcpop</i>	1	-8.180*	-8.653*
<i>Vfci * Tsbp</i>	1	3.118	-6.405*
<i>Vfci * Toc</i>	1	2.193	-7.897*
<i>Vfci * Cisp</i>	1	0.555	-8.288*

**Source** : Calculs de l'auteur à partir du logiciel Stata 10.

**NB** : \*, \*\* et \*\*\* désigne respectivement la significativité aux seuils de 1%, 5% et 10%. L'hypothèse nulle du test du CIPS Test de Pesaran (2007) est que la série comporte une racine unitaire. Le rejet de l'hypothèse nulle indique que la série est stationnaire.

**Tableau A-8** : Résultats du test de racine unitaire de Pesaran (2007) : spécification avec trend

Variables	Nombres de retards	Niveau <i>Zt – bar</i>	Différence première <i>Zt – bar</i>
<i>Tcrpt</i>	0	-12.404*	-13.114*
<i>Ifi</i>	2	0.636	-4.381*
<i>Vfci</i>	2	3.570	-3.731*
<i>Toc</i>	2	-0.440	-4.604*
<i>Tinf</i>	2	-1.714**	-10.293*
<i>Ti</i>	2	2.303	-4.929*
<i>Dcp</i>	0	-0.977	-12.543*
<i>Tsbp</i>	0	4.030	-4.605*
<i>Cisp</i>	0	-2.871*	-11.618*
<i>Tcpop</i>	1	-8.600*	-8.512*
<i>Vfci * Tsbp</i>	1	2.197	-5.701*
<i>Vfci * Toc</i>	1	0.883	-7.118*
<i>Vfci * Cisp</i>	1	1.047	-7.769*

**Source** : Calculs de l'auteur à partir du logiciel Stata 10.

**NB** : \*, \*\* et \*\*\* désigne respectivement la significativité aux seuils de 1%, 5% et 10%. L'hypothèse nulle du test du CIPS Test de Pesaran (2007) est que la série comporte une racine unitaire. Le rejet de l'hypothèse nulle indique que la série est stationnaire.

**Tableau A-9 :** Les valeurs critiques asymptotiques de limites tabulées par Pesaran et al (2001) pour la F-Statistique

Nombres de régresseurs (k)	Seuils critiques	Valeurs de la limite (borne) inférieure : I(0)	Valeurs de la limite (borne) supérieure: I(1)
9	10%	1.80	2.80
	5%	2.04	3.08
	1%	2.50	3.68
10	10%	1.76	2.77
	5%	1.98	3.04
	1%	2.41	3.61

Source: Pesaran et al, (2001).

NB: Les valeurs critiques sont issues du tableau C1.ii : Cas 2 (intercept restreint et absence de trend).

**Tableau A-10 :** les valeurs de la F-Statistic après les estimations des modèles AutoRégressifs à Retards Echelonnés

Modèles	Equations	K	F-Statistic	Prob(F-Statistic)	Décisions
Linéaire	1	9	9.340702*	0.00000	Cointégration
	2	10	8.464252*	0.00000	Cointégration
Non-linéaire	1	10	8.511436*	0.00000	Cointégration
	2	10	8.117352*	0.00000	Cointégration
	3	10	7.758577*	0.00000	Cointégration

Source : Calculs de l'auteur

NB : les F-Statistic trouvées ici sont supérieures aux valeurs critiques hautes des limites aux différents seuils de 1%, 5% et 10%. \*, désigne la significativité à 1%.

### Annexe 11 : La procédure ARRE/ARDL

La méthode dynamique de panel du modèle Auto-Régressive à Retards Echelonnés ou Auto-Régressive Distributive Lags (ARDL)  $(p, q_1, \dots, q_k)$  telle que spécifiée par Pesaran et al. (1997, 1998), se présente comme suit :

$$y_{it} = \sum_{j=1}^p \lambda_{ij} y_{i,t-j} + \sum_{j=0}^q \alpha_{ij}' x_{i,t-j} + \mu_i + \varepsilon_{it}, \quad (35)$$

Avec le nombre d'individus  $i = 1, 2, \dots, N$  ; le nombre périodes  $t = 1, 2, \dots, T$  ; p, le nombre de retards de la variable dépendante, q, le nombre de retards des variables explicatives  $x_{it}$ ,  $x_{it}$  est un vecteur à  $k \times 1$  variables explicatives ;  $\alpha_{ij}'$  sont les  $k \times 1$  vecteurs des coefficients des  $x_{it}$  ;  $\lambda_{ij}$  sont des scalaires ; et  $\mu_i$  les effets spécifiques pays ou individuels.  $T$  doit être aussi grand que

possible afin que le modèle puisse être ajusté pour chaque individu séparément. Des trends temporels et autres régresseurs fixes peuvent être ajoutés.

Si les variables de l'équation (35) sont par exemple  $I(1)$  et cointégrées, alors le terme d'erreur est un processus  $I(0)$  pour tous les  $i$ . Une principale caractéristique des variables cointégrées est leur responsabilité pour toute déviation de l'équilibre de long-terme. Cette caractéristique implique un modèle à correction d'erreur dans lequel les dynamiques de court terme des variables du système sont influencées par la déviation de l'équilibre. Ainsi, il est communément admis de reparamétriser l'équation (35) en l'équation de la correction d'erreurs suivante :

$$\Delta y_{it} = \phi_i y_{it-1} + \beta_i' x_{it} + \sum_{j=1}^{p-1} \lambda_{ij}^* \Delta y_{i,t-1} + \sum_{j=0}^{q-1} \alpha_{ij}^* \Delta x_{i,t-j} + \mu_i + \varepsilon_{it}, \quad (36)$$

Où  $\phi_i = -\left(1 - \sum_{j=1}^p \lambda_{ij}\right)$ ,  $\beta_i = \sum_{j=0}^q \alpha_{ij}$ ,  $\lambda_{ij}^* = -\sum_{m=j+1}^p \lambda_{im}$  ;  $j = 1, 2, \dots, p-1$ ,

$\alpha_{ij}^* = -\sum_{m=j+1}^q \alpha_{im}$  ;  $j = 1, 2, \dots, q-1$ .

D'après l'hypothèse 3.2 de Pesaran et *al.* (1998), le modèle ARRE  $(p, q_1, \dots, q_k)$  est dit stable dans la mesure où les racines de  $\sum_{j=1}^p \lambda_{ij} z^j = 1$  s'étendent en dehors du cercle unitaire. Cette hypothèse assure que  $\phi_i < 0$  et par conséquent il existe une relation de long-terme entre  $y_{it}$  et  $x_{it}$  définis par la relation  $y = -(\beta_i' / \phi_i) x_{it} + \eta_{it}$ , pour  $i=1, 2, \dots, N$ , où  $\eta_{it}$  est un processus stationnaire. L'hypothèse assure également que l'ordre d'intégration de  $y_{it}$  est presque égale à celui de  $x_{it}$ . Autrement dit, il y a une correction d'erreur, qui implique que les variables  $y_{it}$  et  $x_{it}$  sont cointégrées.

D'après l'hypothèse 3.3 de Pesaran et *al.* (1998), concernant l'homogénéité de long-terme, les coefficients de long-terme définis par  $\theta_i = -\frac{\beta_i}{\phi_i}$  sont les mêmes pour tous les groupes du panel, avec  $\theta_i = \theta$ , avec  $i=1, 2, \dots, N$ .

Le paramètre  $\phi_i$  est la vitesse de correction des erreurs du terme d'ajustement. Si  $\phi_i = 0$ , alors il n'y a pas de preuve de la présence d'une relation de long terme.

## **Annexe A-12** : Résumé du LM-test de Breusch-Pagan sur la dépendance interindividuelle

Le test de Breusch-Pagan (1980), résumé par Baltagi et *al.* (2010), se présente comme suit :

Considérons le modèle de données panels hétérogènes suivant :

$$y_{it} = x_{it}'\beta_i + u_{it}, \quad (37)$$

avec  $i = 1, \dots, n$  ;  $t = 1, \dots, T$ ,

Où  $i$  représente l'indice des unités interindividuelles et  $t$  les observations temporelles.  $y_{it}$  représente la variable dépendante et  $x_{it}$  les régresseurs exogènes de dimensions  $k \times 1$  avec des paramètres de pente  $\beta_i$  qui sont autorisés à varier entre les  $i$ . Le terme  $u_{it}$  est autorisé à être inter-individuellement dépendant mais autocorrélé avec  $x_{it}$ . Laissons  $u_{it} = (u_{it}, \dots, u_{it})'$ . Les  $n \times 1$  vecteurs  $u_1, u_2, \dots, u_T$  sont supposés *iid*  $N(0, \sum_u)$  dans le temps. Laissons  $\sigma_{ij}$  être le  $(i, j)$ <sup>ème</sup> élément de la  $n \times n$  matrice  $\sum_u$ . Les erreurs  $u_{it}$  ( $i = 1, \dots, n$ ;  $t = 1, \dots, T$ ) sont interindividuellement dépendantes si  $\sum_u$  est non diagonal, c'est-à-dire  $\sigma_{ij} \neq 0$  pour tout  $i \neq j$ .

L'hypothèse nulle de l'indépendance interindividuelle peut être écrite comme :

$$H_0 : \sigma_{ij} = 0, \text{ pour tout } i \neq j \text{ ou de façon équivalente comme } H_0 : \sigma_{ji} = 0 \text{ pour tout } i \neq j,$$

Où  $\rho_{ij}$  est le coefficient de corrélation des erreurs avec  $\rho_{ij} = \frac{\sigma_{ij}}{\sqrt{\sigma_i^2 \sigma_j^2}}$ .

Les régressions par les moindres carrés ordinaires de  $y_{it}$  sur  $x_{it}$  pour tout  $i$ , dénotés par  $\hat{\beta}_i$  sont cohérents. Les résidus des moindres carrés ordinaires  $\hat{u}_{it}$  correspondant définis par  $\hat{u}_{it} = y_{it} - x_{it}'\hat{\beta}_i$ , sont utilisés pour calculer la corrélation de l'échantillon  $\check{\rho}_{ij}$  comme suit :

$$\check{\rho}_{ij} = \left( \sum_{t=1}^T \hat{u}_{it}^2 \right)^{-1/2} \left( \sum_{t=1}^T \hat{u}_{jt}^2 \right)^{-1/2} \sum_{t=1}^T \hat{u}_{it} \hat{u}_{jt}, \quad (38)$$

Dans le cas de  $n$  fixé et comme  $T \rightarrow \infty$ , le LM test de Breusch-Pagan (1980), peut être appliqué pour tester la dépendance interindividuelle dans les panels hétérogènes. Dans ce cas il est donné par :

$$LM_{BP} = T \sum_{i=j}^{n-1} \sum_{j=i+1}^n \check{\rho}_{ij}^2, \quad (39)$$

Ceci est asymptotiquement distribué sous l'hypothèse nulle comme un chi-deux ( $\chi^2$ ) avec  $n(n-1)/2$  degrés de liberté. Toutefois, cette statistique du LM test de Breusch-Pagan n'est pas applicable lorsque  $n \rightarrow \infty$ .

**Annexe A-13 :** Résumé du test de racine unitaire de seconde génération de Pesaran (2003 et 2007).

Ce test est basé sur l'augmentation de la régression usuelle ADF avec une moyenne interindividuelle retardée et sa différence première pour saisir la dépendance interindividuelle qui en résulte au travers d'un modèle à un facteur.

Ce test repose sur l'étude de la série brute  $x_{i,t}$  corrigée de la moyenne individuelle de  $x_{i,t-1}$  et des différences premières  $\Delta x_{i,t-1}$ . Pesaran (2003) obtient alors un modèle CADF (Cross Sectionally Augmented Dickey-Fuller). Le modèle de base s'inspire du test de Im, Pesaran et Shin (2003) et s'écrit :

$$\Delta x_{i,t} = \alpha_i + \rho_i x_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}, \quad (40)$$

Où  $\varepsilon_{i,t} = \gamma_i \theta_t + u_{i,t} \cdot \theta_t$  est un facteur commun et  $u_{i,t}$  est un bruit blanc.

Le modèle CADF s'écrit alors, en l'absence d'autocorrélation des termes  $u_{i,t}$  :

$$\Delta x_{i,t} = \alpha_i + \rho_i x_{i,t} + c_i \bar{x}_{i,t-1} + d_i \Delta \bar{x}_{i,t-1} + v_{i,t}, \quad (41)$$

La statistique de Pesaran (2003), CIPS (Cross-Sectionally Augmented IPS) s'écrit alors :

$$CIPS(N, T) = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N t_i(N, T), \quad (42)$$

Où  $t_i$  représente les statistiques issues de chaque modèle CADF administré à chacun des individus  $i$  du panel.



#### **Annexe A-14** : Présentation des estimateurs MG, PMG et DFE

Les estimateurs MG, PMG et DFE reposent sur la spécification dynamique de panel d'un modèle Auto-Régressifs à Retards Echelonnés (Auto Regressive Distributive Lags (ARDL ( $p, q_1, \dots, q_k$ ))). Ils autorisent l'hétérogénéité dans la dynamique d'ajustement des variables vers la relation de long terme.

La méthode des MG appelle à estimer des régressions séparées pour chaque pays et en calculant les coefficients comme des moyennes non pondérées des coefficients estimés pour chaque pays. Ceci n'impose aucune restriction. Il permet à tous les coefficients de varier et d'être hétérogènes dans le long-terme et le court-terme. Toutefois, la condition nécessaire à la validité et à la cohérence de cette approche est d'avoir une dimension de séries temporelles suffisamment grande des données.

La caractéristique principale de la méthode des PMG est qu'elle permet aux coefficients de courts termes, y compris les intercepts, à la vitesse d'ajustement aux valeurs d'équilibre de long terme et aux erreurs de variances à être hétérogènes pays par pays pendant que les coefficients de la pente de long-terme sont restreints à être homogènes entre les pays. L'ajustement de court-terme est permis d'être pays-spécifique en raison de l'impact très différent à la vulnérabilité aux crises financières et aux chocs extérieurs, aux politiques de stabilisation, à la politique monétaire, etc (Samargandi et *al.*, 2013). Certaines conditions sont primordiales à la validité, à la cohérence et à l'efficacité de la méthode (Samargandi et *al.*, 2013), à savoir :

- L'existence de la relation de long terme entre les variables d'intérêt requiert que le coefficient du terme de correction d'erreur soit négatif et pas plus bas que -2 ;
- Que le résidu résultant du modèle à correction d'erreurs soit sériellement non-corrélé et les variables explicatives peuvent être traitées comme exogènes. De telles conditions peuvent être satisfaites en incluant les retards  $p$  et  $q$  ( $p$  pour la variable dépendante et  $q$  pour la variable indépendante) dans le modèle à correction d'erreurs ;
- Si la dimension temporelle  $T$  et individuelle  $N$  sont toutes les deux à la fois grandes, cela permet d'utiliser la technique des panels dynamiques qui permet d'éviter le biais dans la moyenne des estimateurs et résoudre le problème de l'hétérogénéité.

D'après Blackburne et Frank (2007), l'estimateur des effets fixes dynamiques (DFE) comme la méthode des PMG restreint les coefficients du vecteur cointégrant à être égaux entre tous les panels. Egalement, elle restreint le coefficient de la vitesse d'ajustement et les coefficients de court terme à être égaux. Cependant elle présente des intercepts pays-spécifiques. Une tolérance pour la corrélation intra-groupe dans le calcul des erreurs standards est faite avec l'option « cluster () » dans le logiciel Stata 11. Son option « cluster » dans le logiciel Stata permet d'estimer les corrélations intra-pays avec les erreurs standards. Mais, les modèles en FE (Fixed effects) sont soumis à un biais d'équations simultanées venant de l'endogénéité entre le terme d'erreur et la variable dépendante retardée.

# INCERTITUDES ET PERFORMANCES MACROECONOMIQUES DANS LA ZONE UEMOA

Ibrahima SOUMARE<sup>1</sup>

## Résumé

Cet article utilise un modèle GARCH bivarié du taux d'inflation et du taux de croissance de la production industrielle pour étudier la relation entre l'incertitude nominale, l'incertitude réelle et les performances macroéconomiques mesurées par le taux d'inflation et le taux de croissance du PIB réel dans la zone UEMOA sur des données mensuelles couvrant la période de janvier 1999 à décembre 2013. Cet article utilise la méthode du maximum de vraisemblance à information complète (MVIC) qui a l'avantage de tester de façon conjointe l'équation de la moyenne et celle de la variance conditionnelle. Les estimations que nous avons recueillies montrent que l'inflation cause au sens de Granger son incertitude, soutenant de ce fait l'hypothèse de Friedman-Ball dans toute l'UEMOA. Cependant, l'hypothèse de Cukierman-Meltzer concernant l'influence de l'incertitude d'inflation sur le taux d'inflation est rejetée dans la zone UEMOA. Alors qu'un fort taux de croissance de la production industrielle a des effets mitigés sur l'incertitude réelle.

## INFORMATIONS SUR L'ARTICLE

**Historique de l'article :** *Soumis le 15 mars 2013.*

*Reçu en première version révisée le 17 septembre 2013.*

*Reçu en deuxième version révisée le 21 février 2014.*

*Puis en troisième version révisée le 22 mai 2015.*

*Accepté le 22 juin 2015.*

**Classification JEL :** *C22, C51, E20, F41*

**Mots clés :** *incertitudes macroéconomiques, processus GARCH-M, système FIML, VAR, politique monétaire.*

## Abstract

This paper uses a bivariate GARCH model of inflation and output growth to examine the relationship among nominal uncertainty, real uncertainty and macroeconomic performance measured by the inflation and output growth rates for the period January 1999 to December 2013 in WAEMU area. This paper applies the Full Information Maximum Likelihood (FIML) method, which has the advantage of jointly testing the equation of the mean and the conditional variance. The estimates we gathered with the new set of specifications suggest that inflation causes inflation uncertainty, supporting the Friedman-Ball hypothesis in all countries of WAEMU. However, the Cukierman-Meltzer hypothesis regarding the influence of inflation uncertainty on the inflation rate is rejected in the WAEMU area. While increased growth rate of industrial product has mixed effects on the real uncertainty.

## ARTICLE INFORMATION

**Article history:** *Submitted March 15, 2013.*

*Received in first revised form September 17, 2013.*

*Received in second revised form February 21, 2014.*

*Received in third revised form May 22, 2015.*

*Accepted June 22, 2015.*

**JEL Classification:** *C22, C51, E20, F41.*

**Keywords:** *uncertainties macroeconomics, GARCH process, FIML system, VAR, monetary policy.*

---

<sup>1</sup> Enseignant chercheur à l'IESEG SCHOOL OF MANAGEMENT 1, Parvis de la Défense 92044 Paris. Chercheur associé au CREAM EA-4702 Université de Rouen.

## Introduction

La relation entre variables macroéconomiques et incertitudes a été longuement étudiée par les économistes durant ces dernières années. Quel est l'effet de l'incertitude réelle sur la croissance? L'inflation est-elle affectée par son incertitude? Autant de questions qui sont d'actualité dans la mesure où les banques centrales sont en permanence confrontées à plus d'incertitudes, tant en ce qui concerne la nature des chocs économiques (tels que les chocs de prix, l'augmentation imprévue des prix du pétrole, les chocs de demande globale...) qui frappent l'économie, qu'en ce qui concerne l'existence et la force des liens entre les variables macroéconomiques.

Depuis les travaux pionniers de Friedman (1977), Taylor (1979), Cukierman et Meltzer (1986), Black (1987) et Devereux (1989), les relations entre inflation et croissance d'une part, incertitudes nominales et réelles et variables macroéconomiques d'autre part, ont connu un intérêt particulier dans la littérature économique. Récemment, de nouveaux travaux académiques sont allés plus loin en étudiant la relation empirique entre incertitudes et performances macroéconomiques par le biais des processus GARCH en y associant les modèles VAR (voir Chua et al. (2011), Fountas et al. (2010, 2007, 2006), Berument et Dincer (2005), Grier et al. (2004)). En raison de l'importance du coût de l'inflation, de l'incertitude d'inflation sur la croissance et sur le bien-être, cet article a pour objet de déterminer d'une part la relation de causalité entre l'incertitude nominale et celle réelle et, d'étudier la causalité entre les incertitudes et les variables macroéconomiques au sein de l'UEMOA d'autre part.

Pour cela, un certain nombre d'hypothèses sont soulevées par l'article. En premier lieu, la réduction du taux d'inflation moyen est-elle liée à la baisse de l'incertitude d'inflation dans l'Union? Une première réponse est fournie par nos résultats qui indiquent que, dans tous les pays de l'UEMOA, l'incertitude d'inflation a tendance à être faible (élevée) lorsque le niveau d'inflation est à des niveaux très bas (élevés). En d'autres termes, l'inflation affecte son incertitude dans toute l'UEMOA.

Ensuite, est-il vrai qu'une réduction du niveau de l'inflation et, de ce fait, de l'incertitude d'inflation peut avoir un impact favorable sur le taux de croissance de l'économie, comme le prétend Friedman (1977)? Dotsey et Sarte (2000) trouvent le contraire. Ces auteurs prétendent qu'une incertitude accrue du niveau de l'inflation tend à booster le niveau de la production. Enfin, un taux de croissance stable et moins volatile de l'output conduit-il à plus de croissance économique?

L'étude que nous menons dans le cadre de l'UEMOA analyse la relation empirique entre quatre variables macroéconomiques essentielles : le niveau de l'inflation, la croissance de la production industrielle, l'incertitude d'inflation (nominale) et l'incertitude de l'output (réelle). Dans cette veine, nous tentons d'apporter des réponses aux trois questions soulevées précédemment, et par conséquent, nous testons la pertinence empirique de plusieurs théories qui ont été avancées dans la littérature macroéconomique.

Ces théories que nous qualifions d'hypothèses de base et qui s'ajoutent à celle de Friedman (1977) sont les suivantes : d'abord, l'hypothèse de Cukierman et Meltzer (1986) que les banques centrales ont tendance à créer des surprises d'inflation en présence d'une forte incertitude nominale. En d'autres termes, une incertitude accrue de l'inflation est associée à un niveau d'inflation de plus en plus élevé. Partant des conclusions de Cukierman et de Meltzer, Holland (1995) prend le contre-pied de ces derniers en montrant que, pour des raisons d'indépendance et de responsabilité, l'autorité monétaire est plus encline à réduire le niveau de l'inflation lorsque l'incertitude d'inflation augmente.

Ensuite, l'hypothèse de Black (1987) qu'une incertitude accrue de l'output tend à augmenter le taux de croissance de la production. Selon Black, les investissements dans des technologies risquées seront poursuivis à la seule condition que les rendements anticipés sur ces investissements (taux de croissance moyen de l'output) soient assez élevés pour compenser la prise de risque. L'étude de Devereux (1989) s'intéresse à l'interaction entre l'incertitude réelle et le taux d'inflation. Il trouve que plus d'incertitude sur le niveau de l'output devrait conduire à un niveau élevé du taux d'inflation. Enfin, l'effet Taylor (1979) qui prédit un arbitrage entre la variabilité de l'inflation et celle de l'output et, de ce fait, l'incertitude.

Notre étude diffère des précédentes dans la zone UEMOA à plusieurs niveaux. D'abord, elle a le mérite d'être l'une des premières à traiter cette question d'incertitudes sur les variables macroéconomiques. Ensuite, elle s'appuie sur une large littérature théorique et empirique qui permet de tester la relation de causalité entre incertitudes nominales et réelles d'une part, et d'autre part entre incertitudes et performances macroéconomiques. Enfin, la particularité de notre étude réside dans le fait que nous avons recours à l'algorithme d'optimisation de Berndt-Hall-Hall-Hausman (BHHH) qui permet d'estimer les paramètres par la méthode de maximum de vraisemblance à information complète (FIML). Une telle procédure est intéressante dans la mesure où elle nous permet de présenter un modèle GARCH en moyenne (GARCH-M) enrichi par la présence de la variable macroéconomique retardée d'une période dans l'équation de la variance conditionnelle. La méthode FIML a l'avantage de tester de façon conjointe l'équation de la moyenne et celle de la variance conditionnelle. Ainsi, notre travail s'inspire de l'approche simultanée.

L'objet de cet article est d'investiguer la relation de causalité entre inflation et son incertitude, croissance de l'output et son incertitude et entre incertitude nominale et incertitude réelle. Nous utilisons en premier lieu un processus GARCH qui permet de générer une variance conditionnelle de la variable d'inflation et de la variable de la croissance de l'output dans la zone UEMOA. Avec cette variance conditionnelle comme une mesure de l'incertitude, nous recourons à la méthode de Granger afin de tester la relation de causalité entre variables macroéconomiques et leurs incertitudes respectives. Nous conduisons ces différents tests dans un cadre VAR-GARCH sur des données mensuelles, qui couvrent la période janvier 1999 à décembre 2013 sur la zone

UEMOA et sur l'ensemble des pays qui la composent. A l'exception de la Guinée Bissau, où l'étude ne débute qu'à partir de janvier 2004 faute de données antérieures manquantes. L'article procède comme suit. Dans la section 2, nous passons en revue les hypothèses énumérées par la littérature sur la causalité entre incertitudes nominales et réelles et variables macroéconomiques. La section 3 introduit dans un premier temps le modèle GARCH-M et explique le recours à la variance conditionnelle comme mesure de l'incertitude. Nous proposons un système d'équations basé sur la procédure d'optimisation d'algorithme de BHHH permettant d'estimer les paramètres par la méthode FIML. Ensuite, un processus VAR est estimé dans lequel l'écart-type conditionnel de la variable macroéconomique est pris en compte comme variable explicative. La section 4 présente nos résultats empiriques sur la zone UEMOA et sur les pays qui la composent. La section 5 est réservée à la conclusion et aux recommandations.

## **I. Revue de littérature théorique et empirique**

### **1. Fondements théoriques**

Il existe un large consensus sur les principaux objectifs de la politique monétaire : stabilisation de l'inflation et de l'output autour de leurs niveaux cibles. En d'autres termes, la littérature théorique montre que les banques centrales cherchent à minimiser les variabilités de l'inflation et de l'output autour de leur niveau cible (voir par exemple les travaux de Clarida et al. (1999)). Lorsque l'économie est confrontée à des chocs exogènes, cela crée plus d'incertitude sur le taux d'inflation et sur l'output. Dans son discours Nobel, Friedman (1977) a été l'un des premiers à parler de la relation entre variables macroéconomiques et incertitudes. Il montre dans un premier temps que l'incertitude d'inflation affecte négativement l'output. Deux raisons expliqueraient l'idée de Friedman. D'abord, une forte volatilité du taux d'inflation renchérirait les contrats de long terme puisque la valeur des paiements futurs en monnaie est plus incertaine. La seconde raison est qu'une volatilité accrue de l'inflation réduit la capacité des marchés de transmettre l'information aux intervenants des marchés financiers sur les mouvements des prix relatifs. Friedman précise qu'en réduisant l'efficacité économique, une forte incertitude du taux d'inflation augmenterait temporairement le taux du chômage et baisserait le niveau de la croissance économique.

L'effet de l'incertitude d'inflation sur la croissance de l'output fonctionne aussi à travers son impact sur l'investissement. Plusieurs travaux théoriques sur l'investissement (par exemple, Pindyck, 1991) s'intéressent sur l'aspect irréversible de l'investissement et considèrent que l'investissement actuel est une façon de renoncer à la possibilité d'investir dans le futur. Par conséquent, la valeur de cette perte d'option représente le coût d'opportunité d'un projet d'investissement. En d'autres mots, une incertitude accrue du taux d'inflation conduit à une forte volatilité des rendements potentiels sur les projets d'investissement.

Toutefois, l'accord est moins général en ce qui concerne l'impact de l'incertitude nominale sur le niveau de l'output. Des auteurs comme Dotsey et Sarte (2000) réfutent l'idée de Friedman et

trouvent que plus d'incertitude d'inflation peut augmenter le niveau de l'output. Ces auteurs mettent en avant l'hypothèse de motif de précaution et supposent que les agents économiques sont averses au risque. Plus l'incertitude nominale est élevée plus le niveau de l'épargne augmente et dans le même temps l'investissement et la croissance.

Ensuite, Friedman montre qu'un fort taux d'inflation conduirait à une réponse erratique de l'autorité monétaire ce qui pourrait entraîner plus d'incertitude sur le taux d'inflation futur. En d'autres termes, il pourrait y avoir une relation de causalité entre le taux d'inflation et son incertitude. Ball (1992), dans une configuration de Barro et Gordon, formalise l'hypothèse de Friedman dans un cadre de la théorie des jeux. Cet auteur présente un modèle dans lequel une hausse du taux d'inflation augmente l'incertitude sur la politique monétaire future et de ce fait, sur l'inflation future. Lorsque l'inflation actuelle et celle anticipée sont faibles, l'autorité monétaire a tendance à les conserver à leurs niveaux le plus bas.

Bien que Friedman eût montré qu'un niveau élevé du taux d'inflation pourrait conduire à une incertitude de plus en plus grande du taux d'inflation, il ne décrit pas les conséquences d'une hausse de l'incertitude nominale sur la variable d'inflation. D'autres auteurs par exemple (Fountas et al. (2007) ; Grier et Grier (2006) ; Grier et al. (2004) ; Golob (1994) et Cukierman et Meltzer (1986)) ont étudié la relation de causalité non entre l'inflation et son incertitude mais plutôt entre l'incertitude d'inflation et la variable d'inflation dans un monde où une forte incertitude crée une inflation moyenne de plus en plus accrue.

Cukierman et Meltzer (1986) ont été les premiers à supposer que les agents font face à l'incertitude d'une part du taux de croissance de la masse monétaire (par conséquent de l'inflation) et d'autre part de la fonction objective des autorités monétaires. Dans une configuration de Barro-Gordon, en raison de l'existence d'un biais inflationniste, l'autorité monétaire surprend les agents en déterminant un taux de croissance élevé non anticipé de la masse monétaire. Suivant l'argument de ces auteurs, en présence d'une forte incertitude d'inflation, le comportement de l'autorité monétaire conduit à plus d'inflation.

Sur une étude composée d'une centaine de pays, Barro (1996) montre qu'une hausse de la variabilité de l'inflation tend à accompagner un taux d'inflation moyen de plus en plus élevé. Il en découle une relation de causalité entre la variabilité de l'inflation et le niveau de l'inflation. Briault (1995) abonde dans le même sens. Il affirme que la relation entre l'incertitude d'inflation et le niveau de l'inflation apparaît être robuste lorsqu'on observe une modification dans le taux d'inflation tendanciel. Ceci témoigne que l'inflation est coûteuse lorsque la période d'incertitude s'étend sur plusieurs années plutôt que sur une courte période. Selon toujours Briault, il peut y avoir une relation de causalité entre la variabilité et le niveau d'inflation moyen au moins si la politique monétaire est accommodante.

Cependant, les économistes s'accordent moins sur la relation de causalité entre ces deux variables. Et comme en témoignent les travaux de Holland (1995), ce dernier prétend que l'autorité monétaire, lorsqu'en faisant face à plus d'incertitude d'inflation dans l'économie,

contractera le taux de croissance de la masse monétaire et donc réduit l'inflation (et l'incertitude associée). L'objectif d'une telle politique est de contrecarrer les effets négatifs de l'incertitude d'inflation sur l'économie. Briault (1995) précise également que l'incertitude sur le niveau des prix futurs est de nature à fausser l'allocation des ressources dans un certain nombre de cas. L'inflation future peut être incertaine même si le taux d'inflation courant est faible.

Qu'en est-il de la relation entre l'incertitude réelle et le taux de croissance du PIB réel ? L'effet de l'incertitude réelle sur la croissance de l'output a reçu une attention considérable dans la littérature théorique macroéconomique. Toutefois, il y a un manque de consensus entre les économistes sur la direction de l'effet. La théorie macroéconomique offre trois scénarios possibles concernant l'impact de l'incertitude réelle sur la croissance. D'abord, il y a la possibilité d'indépendance entre la variabilité de l'output et le taux de croissance du PIB réel. Par exemple, les modèles de cycles réels supposent que les fluctuations de l'output autour de son niveau naturel découlent de perceptions erronées des prix en réponse aux chocs monétaires.

Le scénario d'une relation négative entre variabilité de l'output et niveau de la croissance peut trouver son explication dans les travaux de Keynes (1936). Dans la théorie générale de l'emploi, Keynes montrait que les entrepreneurs, en estimant le rendement sur leurs projets d'investissement, prennent toujours en considération les fluctuations de l'activité économique. De fortes fluctuations de l'output contribuent à rendre les projets d'investissement de plus en plus risqués. Une forte volatilité de l'output tend à baisser la demande pour l'investissement et en même temps la croissance. D'après Pindyck (1991), la relation négative entre la volatilité de l'output et la croissance découle de l'irréversibilité de l'investissement au niveau des firmes.

Finalement, un effet positif de l'incertitude réelle sur l'output peut être justifié par un certain nombre de théories économiques. Par exemple, Black (1987) montre que les investissements dans des technologies risquées seront poursuivis à la seule condition que les rendements anticipés sur ces investissements (taux moyen de croissance de l'output) soient assez élevés pour compenser la prise de risque. Blackburn (1999) en s'appuyant sur la théorie de croissance endogène montre que la volatilité du cycle économique accroît la croissance de long terme de l'économie.

L'effet de l'incertitude réelle sur le taux d'inflation a été démontré par Devereux (1989). Ce dernier étend le modèle de Barro-Gordon en y introduisant une indexation endogène des salaires. Il analyse l'effet d'une hausse exogène de l'incertitude réelle sur le degré d'indexation des salaires et sur le taux d'inflation optimal fourni par l'autorité monétaire. Pour Devereux, plus d'incertitude sur le niveau de l'output conduirait à des niveaux d'inflation assez élevés.

Taylor (1979) montre qu'il existe un arbitrage entre les deux variabilités. Cet arbitrage est compatible avec les hypothèses d'anticipations rationnelles et de rigidité des prix et n'implique pas d'arbitrage de long terme entre l'inflation et le chômage (d'où l'appellation de l'effet Taylor). D'après Taylor (1979), il existe des possibilités de détecter un arbitrage de long terme entre les fluctuations de l'output et celles de l'inflation. En d'autres termes, il y a un « second ordre » de la

courbe de Phillips pour lequel elle n'est pas verticale dans le long terme. Cecchetti et Ehrmann (1999) montrent que les chocs d'offre globale créent un arbitrage entre les variabilités nominales et réelles. Les autorités monétaires, en fonction de leurs préférences, c'est-à-dire leur degré d'aversion aux fluctuations de l'output et de l'inflation, peuvent choisir un point de cet arbitrage. Clarida and al. (1999) déduisent également un arbitrage à court terme de la variabilité inflation-croissance qui représente une frontière efficiente.

## 2. Résultats empiriques

Des auteurs comme Fountas et al. (2006) estiment que l'hypothèse de Friedman concernant l'impact négatif de l'incertitude d'inflation sur la croissance est vérifiée dans cinq pays du G7 (Etats Unis, Royaume Uni, Allemagne, Japon et Canada) et qu'elle est rejetée en France et en Italie. Dans le cadre de l'UEMOA, les travaux de N'diaye et Konté (2012) réfutent l'hypothèse de Friedman pour certains pays de l'Union. Ils notent que l'incertitude d'inflation a des répercussions positives sur la croissance en Côte d'Ivoire et au Mali. En d'autres termes, ils vont dans le même sens que Dotsey et Sarte (2000) sur l'impact positif de l'incertitude nominale sur le taux de croissance du PIB réel.

Concernant la seconde hypothèse de Friedman sur l'impact de l'inflation sur son incertitude, elle est acceptée dans la quasi-totalité des pays du G7 et dans d'autres pays (Fountas et al. (2010), Heidari et Sahar (2010), Berument et Dincer (2005), Grier et al. (2004)). Grier et Perry (1998) estiment la variable d'inflation par un processus GARCH (1,1) et par un processus GARCH à Composante (CGARCH)<sup>2</sup>. Dans tous les pays du G7, l'inflation retardée est significativement et positivement corrélée avec l'incertitude d'inflation.

Pour ce qui est de la littérature empirique sur l'hypothèse de Cukierman et Meltzer (1986), Grier et Perry (1998) trouvent que l'incertitude d'inflation n'affecte pas le taux d'inflation aux Etats Unis et en Allemagne pour lesquels la Réserve Fédérale et la Bundesbank ont acquis plus d'indépendance. Pour ces deux pays, une forte incertitude nominale réduit le taux d'inflation alors que l'hypothèse de Cukierman et Meltzer (1986) est difficile à rejeter au Japon et en France puisqu'une incertitude accrue du taux d'inflation augmente le taux d'inflation. Grier et Perry (1998) estiment que l'incertitude nominale affecte significativement l'inflation future pour plus de la moitié des pays considérés mais à des signes différents. Ces auteurs concluent que le comportement des banques centrales est en partie responsable de ces relations de causalité. Une banque centrale indépendante a plus de chance de réaliser une relation de causalité significative mais négative entre l'incertitude d'inflation et la variable d'inflation.

Les travaux de Berument et Dincer (2005) sont un prolongement des conclusions de Grier et Perry (1998). Ils analysent la relation de causalité entre l'inflation et son incertitude par un processus GARCH-M appliquée à la méthode de maximum de vraisemblance à information

---

<sup>2</sup>

Le processus GARCH à Composante (CGARCH) a été appliqué pour la première fois par Engle et Lee (1993).



complète (FIML). Ces auteurs montrent que l'inflation cause au sens de Granger l'incertitude d'inflation pour l'ensemble des pays du G7 et que cet effet de causalité est fortement positif. Cependant, Berument et Dincer (2005) concluent que l'incertitude d'inflation cause au sens de Granger l'inflation pour le Canada, la France, le Japon, le Royaume Uni et les Etats Unis. Toutefois, pour quatre pays (le Canada, la France, le Royaume Uni et les Etats-Unis) l'effet de causalité est négatif c'est-à-dire qu'une incertitude accrue réduit la variable d'inflation, alors qu'on observe une relation positive au Japon.

Récemment, Blackburn et Pelloni (2005) ont étudié la relation entre le taux de croissance du PIB réel et son incertitude. Ils sont arrivés à la conclusion que la croissance de l'output et sa variabilité sont négativement corrélées quel que soit le type de chocs provoquant des fluctuations de l'activité économique.

Un certain nombre de travaux empiriques ont été menés pour déterminer le niveau de corrélation entre inflation et croissance de l'output. Certaines études ont utilisé des données en séries temporelles pour des pays pris individuellement (Bradley (2006) ; Fountas (2010) ; Fountas et al. (2007, 2006, 2002) ; Jansen (1989)). D'autres études ont eu recours à des données de panel (Lee (2010) ; Apergis (2005, 2004) ; Barro (1996) ; Fisher (1996)). Un consensus général se dégage dans la littérature que la croissance est significativement et négativement liée à l'inflation. Dans certains cas, la corrélation semble être forte, suggérant qu'une réduction d'un point de pourcentage du taux d'inflation pourrait être associée à une hausse du taux de croissance de l'output à une fourchette entre 0,1 et 0,5 point de pourcentage. Toutefois, la littérature empirique reconnaît que cette relation peut ne pas être vérifiée dans certaines situations. Les résultats n'impliquent pas forcément que dans un régime de déflation cela conduit à de forts taux de croissance de l'output (Soumaré, 2009).

Jansen (1989) étudie la relation entre la moyenne et la variance du taux d'inflation et la croissance de l'output pour les Etats Unis sur la période 1959Q1 :1988Q2. D'après ce dernier, la variance de l'inflation a un effet positif mais non significatif sur le taux de croissance de l'output et sur le taux d'inflation. Il trouve également que la variance de l'output a un effet positif mais non significatif sur le taux de croissance et un effet négatif non significatif sur le taux d'inflation. Jansen n'en conclut que l'incertitude sur le taux d'inflation future ne conduit pas à une baisse du taux de croissance de l'output.

## **II. Méthodologie**

Le modèle ARCH a été introduit par Engle (1982), il prend en considération la variabilité de la variance des erreurs de régression. Sur la base de l'approche de Engle, Bollerslev (1986) a montré que l'hétéroscédasticité conditionnelle autorégressive généralisée (GARCH) permet l'introduction de structure de retard plus flexible et que les modèles de type GARCH nécessitent moins de paramètres que les modèles de type ARCH. L'extension des modèles ARCH en

GARCH consiste en l'introduction de valeurs retardées de la variance dans son équation et est, de ce fait, similaire à l'extension des processus AR aux ARMA.

Nous débutons l'analyse économétrique par la présentation d'un modèle GARCH de l'inflation et du taux de croissance du PIB réel de la façon suivante :

$$\pi_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^n \alpha_i \pi_{t-i} + \varepsilon_{\pi,t} \quad (1)$$

$$h_{\pi,t} = \beta_0 + \beta_1 h_{\pi,t-1} + \beta_2 \varepsilon_{\pi,t-1}^2 \quad (2)$$

$$y_t = \varpi_0 + \sum_{i=1}^n \varpi_i y_{t-i} + \varepsilon_{y,t} \quad (3)$$

$$h_{y,t} = \theta_0 + \theta_1 h_{y,t-1} + \theta_2 \varepsilon_{y,t-1}^2 \quad (4)$$

où  $\pi_t$  et  $y_t$  représentent respectivement le taux d'inflation et le taux de croissance du PIB réel,

$h_{\pi,t}$  et  $h_{y,t}$  sont considérées comme étant, respectivement, les variances conditionnelles de l'inflation et du taux de croissance du PIB réel. Celles-ci s'expriment en fonction de leurs propres valeurs retardées et des valeurs retardées des carrés des innovations.  $\varepsilon_{\pi,t}$  et  $\varepsilon_{y,t}$  étant les résidus des équations de la moyenne. Les équations (2) et (4) sont la représentation d'un processus GARCH (1, 1).

### **Un modèle GARCH-M : application de la méthode de maximum de vraisemblance à information complète (FIML)<sup>3</sup>**

Des auteurs comme Berument et Dincer (2005) pensent que si l'inflation affecte son incertitude, et que celle-ci affecte également le taux d'inflation, alors la variable d'inflation de même que l'incertitude nominale nécessitent d'être incluses respectivement dans l'équation de la variance et dans celle de la moyenne. D'autres auteurs comme Grier et Perry (1998) adoptent une approche en deux étapes. Celle-ci consiste à estimer d'abord l'équation de la moyenne sans y associer la variable d'incertitude. Et en second lieu, d'estimer l'équation de la variance sans tenir compte de la variable macroéconomique. Cependant, une telle approche a été critiquée par Pagan (1984). Dans un autre article Pagan et Ullah (1988) suggèrent le recours à la méthode de maximum de vraisemblance à information complète (FIML) pour répondre aux erreurs de spécifications de l'utilisation de la procédure en deux étapes.

La méthodologie employée dans cet article suit les recommandations de Pagan et Ullah (1998). Nous adoptons la même approche que celle de Heidari et Sahar (2010), Berument et Dincer (2005) et Baillie et al. (1996) sur la relation entre l'inflation et son incertitude. Nous présentons

<sup>3</sup> Pour une bonne compréhension de l'estimation par la méthode FIML voir Hamilton (1994), chapitre 11, pages 291 à 350.

un modèle GARCH en moyenne (GARCH-M) enrichi par la présence de la variable macroéconomique retardée d'une période dans l'équation de la variance conditionnelle. Toutefois, notre étude diffère de ces auteurs dans le sens qu'elle prend en considération le PIB réel<sup>4</sup> et son incertitude dans l'équation de l'inflation et de son incertitude. L'équation de la variance conditionnelle de l'inflation (2') ci-dessous dépend du taux d'inflation retardée, du taux de croissance retardé et de l'incertitude réelle retardée d'une période. Cette procédure permet de tester directement si les taux d'inflation et de croissance du PIB réel mensuel de même que l'incertitude réelle mensuelle affectent significativement et positivement (négativement) la variance de l'inflation du mois suivant. Il en est de même pour l'équation de la variance du PIB réel (4'). Celle-ci dépend de l'inflation et de son incertitude retardée d'une période et du taux de croissance du PIB réel retardé également d'une période. Le modèle est présenté par les équations (1') à (4').

$$\pi_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^n \alpha_i \pi_{t-i} + \sum_{j=1}^n \delta_j y_{t-j} + \gamma h_{\pi,t} + \lambda h_{y,t} + \varepsilon_{\pi} \quad (1')$$

$$h_{\pi,t} = \beta_0 + \beta_1 h_{\pi,t-1} + \Phi \pi_{t-1} + \vartheta y_{t-1} + \tau h_{y,t-1} \quad (2')$$

$$y_t = \varpi_0 + \sum_{i=1}^n \varpi_i y_{t-i} + \sum_{j=1}^n \phi_j \pi_{t-j} + \Theta h_{y,t} + \xi h_{\pi,t} + \varepsilon_{y,t} \quad (3')$$

$$h_{y,t} = \theta_0 + \theta_1 h_{y,t-1} + \eta y_{t-1} + \rho \pi_{t-1} + \mu h_{\pi,t-1} \quad (4')$$

Nous estimons de façon conjointe les systèmes d'équations (1') à (4') à partir de l'algorithme de maximisation de Berndt-Hall-Hausman (BHHH) afin d'obtenir les estimations par la méthode du maximum de vraisemblance à information complète (FIML). Bollerslev (1990) montre que l'estimation de BHHH de la matrice de covariance asymptotique des coefficients est robuste. Compte tenu de la taille de notre échantillon relativement assez importante (180 observations sauf pour la Guinée Bissau), nos t-statistics asymptotiques estimés devraient être suffisamment précis.

Dans ce modèle, la valeur de  $\Phi > 0$  signifie que l'incertitude d'inflation augmente comme l'inflation croît. Dans cette veine, une valeur positive et significative de  $\Phi$  peut être analysée comme une confirmation de l'hypothèse de Friedman-Ball c'est-à-dire l'impact de l'inflation sur son incertitude. En d'autres termes, les autorités monétaires réagissent agressivement à toute inflation dépassant sa cible. Si les entreprises anticipent une inflation élevée, elles en concluraient une hausse rapide de leurs coûts et une augmentation substantielle des prix pratiqués par les concurrents. Ceci les incite à annoncer des prix élevés de leurs produits, ce qui induit une hausse de l'incertitude sur l'évolution des prix. Un niveau d'inflation assez élevé aurait

<sup>4</sup> Dans le cadre de l'UEMOA, nous prenons l'indice de production industrielle comme proxy pour la détermination du taux de croissance du PIB réel.

tendance à accroître l'incertitude nominale. Ce choc d'offre aurait pour conséquence une baisse du niveau de l'activité. La réaction des autorités monétaires de la BCEAO, dans ce cas, pourrait être de réduire le niveau de l'inflation afin de maintenir l'incertitude nominale à un niveau plus faible.

Le coefficient  $\gamma$  dans l'équation de la moyenne d'inflation (1') teste l'impact de l'incertitude de l'inflation sur le taux d'inflation. Une valeur significative et positive de  $\gamma$  se réfère à l'hypothèse de Cukierman et Meltzer (1986). Celle-ci prévoit que, en réponse à une plus grande incertitude sur l'orientation de la politique monétaire, et donc le taux d'inflation, l'autorité monétaire a une incitation à surprendre le public et à appliquer la politique monétaire trop expansionniste en prévision des gains de production. Un signe négatif du coefficient serait en phase avec l'hypothèse de stabilisation avancée par Holland (1995). Le rejet de l'hypothèse nulle que les  $\gamma = 0$  implique que l'incertitude d'inflation cause au sens de Granger le taux d'inflation.

Quant au coefficient  $\xi$ , il permet de tester l'impact de l'incertitude d'inflation sur le taux de croissance du PIB réel. Des valeurs (significatives) négatives de ce coefficient soutiendraient, l'hypothèse de Friedman sur l'impact négatif de l'incertitude nominale sur la variable réelle.

Les coefficients  $\Theta$  et  $\lambda$  permettent de tester l'impact de l'incertitude réelle sur le taux de croissance du PIB réel et sur le taux d'inflation. Des valeurs positives et significatives de  $\Theta$  et  $\lambda$  conduiraient à soutenir, respectivement, les hypothèses de Black et de Devereux.

La seconde étape de notre modélisation consiste à introduire un VAR. On estime conjointement un VAR et un BGARCH comme ceux de Chua, Kim et Suardi (2011) et de Grier et al. (2004). Dans L'équation (5), nous estimons un VAR dans lequel les écarts types conditionnels du taux de croissance de l'output et du taux d'inflation sont inclus comme variables explicatives dans chaque équation :

$$Y_t = \mu + \sum_{i=1}^p \Gamma_i Y_{t-i} + \Lambda \sqrt{h_t} + \varepsilon_t \quad (5)$$

$$H_t = \begin{bmatrix} h_{y,t} & h_{y\pi,t} \\ h_{y\pi,t} & h_{\pi,t} \end{bmatrix}$$

où

$$Y_t = \begin{bmatrix} y_t \\ \pi_t \end{bmatrix}; \varepsilon_t = \begin{bmatrix} \varepsilon_{y,t} \\ \varepsilon_{\pi,t} \end{bmatrix}; \sqrt{h_t} = \begin{bmatrix} \sqrt{h_{y,t}} \\ \sqrt{h_{\pi,t}} \end{bmatrix}; \mu = \begin{bmatrix} \mu_y \\ \mu_\pi \end{bmatrix}; \Gamma_i = \begin{bmatrix} \Gamma_{11}^{(i)} & \Gamma_{12}^{(i)} \\ \Gamma_{21}^{(i)} & \Gamma_{22}^{(i)} \end{bmatrix}$$

$$\Lambda = \begin{bmatrix} \Lambda_{11} & \Lambda_{12} \\ \Lambda_{21} & \Lambda_{22} \end{bmatrix}$$

Sous la supposition  $\varepsilon_t | \Omega_t \sim (0, H_t)$ , où  $\Omega_t$  représente l'ensemble de l'information disponible à l'instant  $t$  et  $H_t$  est la matrice covariance conditionnelle. Ce processus de variance-covariance conditionnelle suit le modèle de corrélation conditionnelle constante de Bollerslev (1990). Ce dernier note que la matrice de covariance conditionnelle  $H_t$  est supposée être positive pour toutes les valeurs de  $\varepsilon_t$ . Il s'en suit que la covariance conditionnelle peut s'écrire comme suit :

$h_{y\pi,t} = \rho \sqrt{h_{yt}} \sqrt{h_{\pi t}}$  où  $-1 \leq \rho \leq 1$ . La méthode du maximum de vraisemblance nous permet d'estimer le modèle de corrélation conditionnelle constante. L'estimation de la matrice de covariance conditionnelle du modèle GARCH bivarié s'appuie sur la matrice diagonale introduite par Bollerslev (1990) et Bollerslev, Engle et Nelson (1994)<sup>5</sup>.

Dans notre travail empirique, nous estimons un certain nombre de modèle VAR bivarié pour l'inflation et pour la croissance de l'output. Les propriétés économétriques sous-jacentes à la simulation des fonctions de réponse exigent que les résidus soient des bruits blancs (c'est-à-dire un processus de moyenne nulle, de variance constante et non corrélé). Une fois le VAR estimé, cette hypothèse doit être vérifiée pour déterminer la valeur de  $p$  jugée optimale. En cas de rejet, des retards sont ajoutés jusqu'à ce que l'hypothèse d'indépendance des résidus soit acceptée. Dans cette veine, nous retenons des retards allant jusqu'à d'ordre 12. Pour cela, nous nous sommes basés sur les critères d'informations d'Akaike (AIC) et de Schwarz (SIC) permettant de déterminer l'ordre du processus du VAR. Cependant, l'exigence de résidus indépendants et identiquement distribués impose de fixer  $p$  à quatre retards. Nous avons également estimé différents modèles VAR où la matrice  $\Gamma_i$  est d'une part, une matrice triangulaire inférieure ( $\Gamma_{y\pi,i} = 0$ ) ou triangulaire supérieure d'autre part ( $\Gamma_{\pi y,i} = 0$ ) ou une matrice diagonale ( $\Gamma_{y\pi,i} = \Gamma_{\pi y,i} = 0$ ).

Les effets de l'incertitude sur le niveau de l'inflation et sur le taux de croissance du PIB réel sont capturés par les éléments de la matrice  $\Lambda$ <sup>6</sup>. Les coefficients  $\Lambda_{11}$  et  $\Lambda_{21}$  permettent de tester l'impact de l'incertitude réelle sur le taux de croissance du PIB réel et sur le taux d'inflation. Des valeurs positives et significatives de  $\Lambda_{11}$  et  $\Lambda_{21}$  conduiraient à soutenir, respectivement, les hypothèses de Black et de Devereux. De même,  $\Lambda_{12}$  et  $\Lambda_{22}$  permettent de tester l'impact de

<sup>5</sup> Le modèle de CCC de Bollerslev (1990) suppose que les corrélations conditionnelles sont constantes et que la variation temporelle de  $H_t$  est déterminée par les variances conditionnelles variant dans le temps pour chacun des éléments de  $\varepsilon_t$ . Cette hypothèse simplifie grandement l'inférence, ne nécessitant que l'estimation non linéaire de  $N$  modèles GARCH univariés. Par ailleurs, aussi longtemps que les variances conditionnelles restent positives, le modèle de CCC garantit que les matrices de covariance conditionnelles resteront également positives.

<sup>6</sup> Nous avons jugé nécessaire de ne pas présenter dans cet article la matrice des coefficients  $\Lambda$ . L'analyse des fonctions impulsionnelles présentées en annexe justifie les caractéristiques du VAR.

l'incertitude d'inflation sur le taux de croissance du PIB réel et sur le taux d'inflation. Des valeurs (significatives) négatives et positives de ces deux coefficients soutiendraient, respectivement, les hypothèses de Friedman et de Cukierman et Metzger.

### III. Résultats empiriques

#### 1. Données et approche empirique

Les données de l'étude sont composées de l'ensemble des pays membres de l'UEMOA. Elles sont à fréquence mensuelle sur la période de janvier 1999 à décembre 2013 pour tous les pays à l'exception de la Guinée Bissau. Cette dernière ayant rejoint l'UMOA qu'à partir de Mai 1997, nous ne disposons pas de données sur les périodes antérieures à 2004. Les estimations pour la Guinée Bissau couvrent la période de janvier 2004 à décembre 2013. L'ensemble des données sont issues de la base de données économique et financière de la BCEAO. Elles couvrent l'indice harmonisé des prix à la consommation (IHPC) et l'indice de la production industrielle (IPI) comme mesure du niveau des prix et de l'output dans la zone UEMOA. Nous considérons que le PIB réel est estimé par l'indice de la production industrielle<sup>7</sup>. Toutes les données sont corrigées des variations saisonnières par la méthode des moyennes mobiles<sup>8</sup>. L'inflation est mesurée par le log différentiel mensuel en glissement annuel de l'indice des prix  $[\pi_t = \log(IHPC_t / IHPC_{t-12}) \times 100]$ . Le taux de croissance de la production industrielle est mesuré par la différence logarithmique mensuelle en glissement annuel de l'IPI  $[y_t = \log(IPI_t / IPI_{t-12}) \times 100]$ .

Pour déterminer si le taux d'inflation et la croissance de l'output suivent un processus de racine unitaire ou sont stationnaires, nous avons recours aux différents tests de racine unitaire et de moyenne stationnaire. Pour cela, les tests de racine unitaire sont estimés en appliquant les tests de Dickey-Fuller augmenté (ADF) et de Phillips-Perron (PP). Les statistiques de Dickey Fuller et de Phillips-Perron testent l'hypothèse nulle de racine unitaire contre l'hypothèse alternative que la variable testée est une moyenne stationnaire. Par ailleurs, plusieurs travaux (par exemple, ceux de DeJong et al. (1992)) ont montré que le test de Dickey Fuller a un faible pouvoir prédictif en distinguant entre l'hypothèse nulle et l'hypothèse alternative. Ces études soulignent qu'il serait utile de rendre plus performants les tests d'hypothèse nulle de moyenne stationnaire afin de déterminer si les variables sont stationnaires ou intégrées. Ainsi, la procédure fournie par Kwiatkowski, Phillips, Schmidt et Shin (1992) (connue sous le nom de KPSS) permet de tester la moyenne stationnaire contre l'hypothèse alternative de processus non stationnaire. Les tests de racine unitaire rejettent dans leur globalité l'hypothèse nulle d'une racine unitaire à des niveaux de significativité à 1 % impliquant que nous puissions considérer le taux d'inflation et le taux de

<sup>7</sup> Dans un cadre VAR, Gambacorta, Hofmann et Peersman (2012) ont eu recours à l'indice de la production industrielle comme substitut du PIB réel.

<sup>8</sup> Correction effectuée par l'auteur.

croissance de l'indice de production comme étant des processus stationnaires dans tous les pays de l'UEMOA. Ce résultat est conforté par le test de KPSS qui teste l'hypothèse nulle de moyenne stationnaire contre l'hypothèse alternative de moyenne non stationnaire. Selon ce test, l'inflation et le taux de croissance de l'indice de production acceptent l'hypothèse nulle de moyenne stationnaire à des niveaux de significativité de 1 %.

## **2. L'impact de l'incertitude macroéconomique sur l'inflation et sur le taux de croissance de la production industrielle**

Le tableau (3) présente les résultats des tests de causalité de Granger entre variables d'incertitudes et celles macroéconomiques. Dans le panel (A), l'hypothèse de Friedman concernant les effets négatifs de l'incertitude de l'inflation sur la croissance est acceptée dans deux pays de l'Union (le Burkina Faso et la Guinée Bissau). Pour ce qui est de ces pays, un niveau élevé de l'incertitude d'inflation semble être coûteuse pour la croissance. L'hypothèse de Friedman est acceptée à des niveaux très significatifs de 5 et 1 % pour la Guinée Bissau pour les ordres de retard 8 et 12. L'inflation incertaine ralentit le niveau de l'activité économique au Burkina Faso à un niveau de significativité de 5 % pour le retard d'ordre 12. L'argument en faveur de l'hypothèse de Friedman est que l'incertitude accrue sur le taux d'inflation entrave l'efficacité du mécanisme des prix conduisant, de ce fait, à des effets négatifs sur le taux de croissance du PIB réel.

En revanche, l'inflation incertaine peut conduire à un niveau élevé de la croissance économique au Sénégal. L'incertitude d'inflation affecte positivement la croissance sénégalaise à des niveaux de significativité de 5 et 1 % pour les ordres de retard 4 et 12. Les résultats obtenus pour le Sénégal soutiennent l'argument de Dotsey et Sarte (2000) selon lequel, en raison de l'aversion au risque et par motif de précaution, plus d'incertitude d'inflation augmente le niveau de l'épargne et par conséquent l'investissement et la croissance.

Le panel (B) présente les résultats de l'analyse avec l'hypothèse nulle que l'incertitude d'inflation ne cause pas le niveau de l'inflation. Il apparaît que l'inflation incertaine n'affecte pas le niveau de l'inflation dans tous les pays de l'Union. En d'autres termes, l'hypothèse de Cukierman-Meltzer est rejetée dans la zone UEMOA. Ni l'hypothèse de Cukierman-Meltzer concernant les effets positifs de l'incertitude nominale sur le niveau de l'inflation, ni celle de Holland (1995) qui montre une relation négative entre l'incertitude et le niveau de l'inflation n'est soutenue dans la zone UEMOA où l'inflation est indépendante des variations de son incertitude. Le rejet de l'hypothèse de Cukierman et Metzger est conforté par les résultats du tableau (1) qui montre qu'à travers l'application de la méthode de maximum de vraisemblance à information complète (FIML), l'incertitude d'inflation n'a pas d'effet sur le niveau de l'inflation. Les estimations du tableau (1) montrent que le coefficient ( $\gamma$ ) est non significatif bien qu'il soit positif dans quatre pays (Burkina, Niger, Sénégal et Togo) et négatif dans trois pays (Bénin, Côte-d'Ivoire et Mali). Si on se réfère au modèle FIML, il ne peut pas y avoir un effet de feedback entre l'inflation et son incertitude

dans la zone UEMOA. En d'autres termes, l'estimation par la méthode FIML indique que l'hypothèse de Friedman-Ball et celle de Cukierman-Meltzer ne se tiennent pas de façon simultanée.

Nos résultats sont confortés par la littérature économique, et comme en témoignent Carlos et Gerling (2011), ces derniers trouvent que l'hypothèse de Cukierman-Meltzer est quasiment rejetée dans tous les pays de l'UEMOA. Selon ces auteurs, l'inflation incertaine ne cause pas le taux d'inflation dans cinq pays de l'UEMOA (Burkina, Côte-d'Ivoire, Guinée-Bissau, Mali et Niger). Pour ce qui est des pays comme le Bénin, le Sénégal et le Togo, l'incertitude d'inflation affecte faiblement le niveau de l'inflation.

L'intuition qui est derrière les résultats du tableau (1) (hypothèse de Cukierman-Meltzer) et soutenue par les résultats obtenus sur les hypothèses de Friedman-Ball est que l'inflation a des coûts réels à travers son impact sur son incertitude. Dans la zone UEMOA, c'est l'inflation qui affecte son incertitude et non le contraire.

Dans le panel (C), nous considérons l'effet accru de l'incertitude réelle sur le taux de croissance. Il y a un argument attribuable à Black Fisher (1987) qui implique une relation positive entre l'incertitude réelle et le taux de croissance du PIB réel. Dans la majorité des cas (cinq pays sur huit), l'incertitude réelle ne cause pas le taux de croissance de la production industrielle. Seuls deux pays de l'Union (Burkina Faso et Niger) trouvent une relation positive entre l'incertitude réelle et le taux de croissance de la production industrielle.

L'effet de Black est soutenu à un niveau significatif de 10 % au Burkina Faso et au Niger pour l'ordre de retard 4. Il est accepté au seuil de 10 % pour les ordres de retard 8 et 12 si on prend les données de l'ensemble des pays de L'UEMOA. L'interaction positive entre l'output incertaine et la croissance de la production industrielle peut s'expliquer par le fait que plus il y a un grand degré d'incertitude sur la productivité future des investissements, plus la prime de risque sur les projets d'investissement reste élevée. L'investissement étant un facteur clef de la croissance, plus il est risqué, plus le taux de rentabilité attendu est élevé pour compenser la prime de risque. On peut étayer notre argumentation en affirmant que ceci est basé sur l'hypothèse que les choix technologiques sont faits à partir d'un ensemble de possibilités où le taux de rendement moyen est positivement corrélé à la volatilité du rendement et que la technologie qui produit une croissance moyenne plus rapide est intrinsèquement plus risquée.

L'incertitude réelle affecte négativement le taux de croissance de la production industrielle en Côte d'Ivoire. L'incertitude réelle cause le PIB réel à des niveaux de significativité de 10 et 5 %. Une telle relation négative entre l'incertitude réelle et le taux de croissance de la production industrielle en Côte d'Ivoire peut trouver son explication dans l'analyse de la théorie keynésienne. Selon Keynes, les fluctuations de l'activité économique affectent la rentabilité des projets d'investissement. Une hausse de l'incertitude réelle peut entraîner une augmentation de l'efficacité marginale du capital. En raison de la décroissance de la productivité marginale du



capital, les investisseurs décident d'augmenter le niveau d'investissement et donc le capital à condition que les taux d'intérêt soient relativement faibles. Or, lorsque l'incertitude réelle reste élevée, le coût d'emprunt a tendance à être élevé ce qui pourrait conduire à une baisse du niveau de l'investissement et donc de la croissance économique.

En revanche, l'hypothèse nulle que l'incertitude réelle ne cause pas le taux de croissance du PIB réel est acceptée dans cinq pays de l'Union. L'échec d'un tel effet de l'incertitude réelle sur la croissance trouve son explication dans la théorie des cycles réels. Celle-ci montre qu'il peut exister une certaine indépendance entre l'incertitude de l'output et la croissance lorsque les déterminants des deux variables se dissocient.

Le panel (D) du tableau (3) présente la théorie de Devereux (1989) sur l'impact de l'incertitude réelle sur le taux d'inflation. Il se trouve qu'il y ait un effet de causalité entre l'incertitude réelle et le taux d'inflation au Burkina, un effet mitigé au Togo et une relation significative mais négative au Sénégal. L'hypothèse de Devereux étant rejetée pour les autres pays. On en déduit que le rejet d'un effet direct est en accord avec l'absence d'un effet indirect constaté par le biais de changement dans l'incertitude d'inflation

### **3. La dynamique inflation-croissance**

Concernant l'impact de la croissance de la production sur l'inflation, le panel (A) du tableau (4) fait apparaître l'absence d'un tel effet en Côte-d'Ivoire, au Mali, au Niger. Un choc de demande tel qu'une hausse de la production industrielle affecte le niveau de l'inflation dans cinq pays de l'Union (Bénin, Burkina, Guinée-Bissau, Sénégal et Togo). Un choc positif de la demande se traduit par une hausse des prix. Une utilisation accrue des capacités de production conduit à une hausse du taux d'inflation. D'ailleurs, comme le laisse penser Briault (1995), une croissance élevée résulterait d'un taux d'inflation élevé dans le futur. Le cas de ces pays montre qu'une politique de demande qui consiste à augmenter la demande agrégée est très efficace à court terme car elle permet à la fois l'augmentation de la production et du niveau d'inflation. En l'absence de révision d'anticipation de la part des agents économiques, les entreprises réalisent des marges.

Il ressort des tests de causalité que le niveau de l'inflation n'a pas d'effet réel dans la majorité des pays de l'UEMOA (panel B). Un choc positif sur les prix n'affecte pas le niveau de la production pour six de l'Union. Seul le Burkina Faso présente une corrélation négative et très significative entre le taux d'inflation et le taux de croissance. On constate également un choc d'offre qui agit faiblement sur la production au Sénégal. L'impact du choc d'offre sur la production au Burkina et au Sénégal indique qu'un niveau d'inflation élevé a un impact négatif (direct) sur le taux de croissance du PIB réel. Un choc d'offre comme une hausse du niveau général des prix contracte l'offre agrégée qui à son tour conduit à une baisse de la production à moyen et long terme. Ce résultat pour ces deux pays est conforme avec la littérature (par exemple, Barro,

1996). L'inflation a un coût et celui-ci se répercute sur le niveau de consommation des ménages au travers de la baisse de leurs encaisses monétaires réelles. La baisse de la production ainsi que celle des encaisses monétaires réelles conduisent à une réduction du niveau de l'investissement ce qui a un effet négatif sur le niveau de production de long terme. Cet effet négatif et direct constaté au Burkina est conforme avec un impact indirect, comme le montrent les tableaux (3) et (5), l'inflation affecte positivement son incertitude (l'hypothèse de Friedman-Ball), de même que l'incertitude nominale affecte négativement le taux de croissance du PIB réel (hypothèse de Friedman).

Le panel (C) analyse l'effet de causalité entre l'inflation incertaine et la croissance incertaine. Il apparaît que seul le Togo soutient de façon robuste l'hypothèse de Taylor<sup>9</sup>. Les fluctuations de l'activité économique au Togo peuvent être réduites à la condition que l'incertitude sur le taux d'inflation augmente. En revanche, une variation de l'incertitude nominale peut avoir des répercussions positives sur les fluctuations de l'output en Guinée-Bissau (ordres de retard 8 et 12). La conséquence est que la hausse de l'incertitude nominale est assimilée à un choc d'offre qui provoque des modifications des conditions de l'offre à court terme et de la production potentielle. La hausse de l'incertitude nominale pousse les entreprises bissau-guinéenne à anticiper une augmentation des capacités de production entraînant, de ce fait, une réaction positive de l'output incertaine. Pour le reste, l'incertitude d'inflation n'impacte pas trop les fluctuations de l'output.

Les fluctuations de l'inflation répondent négativement à une hausse de l'incertitude réelle au Togo (panel (D)). Lorsque l'incertitude sur le niveau d'activité augmente, les agents économiques ont tendance à réviser leurs anticipations d'inflation à la baisse, contribuant ainsi à une relation de causalité négative entre les incertitudes réelles et nominales. L'effet Devereux est faiblement soutenu au Burkina. On peut assimiler cet effet au fait qu'une politique accommodante qui s'appuie sur un choc de demande est inappropriée car elle rend le niveau général des prix et l'activité économique plus volatiles. Le processus d'ajustement des prix et des salaires étant plus rapide.

#### **4. Les conséquences des variables économiques sur les variables d'incertitude**

Le tableau (5) étudie les conséquences des variables macroéconomiques sur leurs incertitudes respectives. Suivant les résultats présentés dans le panel (A), les hypothèses de Friedman (1977) et de Ball (1992) sont vérifiées dans l'UEMOA. Un niveau élevé (faible) du taux d'inflation aurait tendance à accroître (diminuer) son incertitude dans tous les pays de l'Union sauf la Guinée-Bissau et le Togo. Les estimations de la méthode FIML sur le coefficient ( $\Phi$ ) confirme l'hypothèse de Friedman-Ball dans la zone UEMOA. L'explication réside sur le fait qu'une augmentation du taux d'inflation peut conduire à une réponse politique erratique de la part des

<sup>9</sup> Il est logique de préciser ici que l'hypothèse de Taylor fait référence à l'arbitrage entre variabilité de l'inflation et variabilité de l'output. Bien qu'il existe une différence notable entre variabilité et incertitude, la littérature économique fait souvent référence à l'effet de Taylor en expliquant l'arbitrage entre incertitude d'inflation et incertitude de la croissance.

autorités monétaires. La conséquence étant que cela pourrait entraîner plus d'incertitude sur le taux d'inflation future. On peut également noter que l'inflation future peut être incertaine même à des niveaux très bas du taux d'inflation. Et comme en témoignent les fonctions de réponse impulsionnelles, un choc inflationniste a tendance à augmenter son incertitude. Alors que la décomposition de la variance des erreurs de prévision de l'inflation permet d'établir que plus de 90 % de la variance des erreurs de prévision réalisée sur son compte est imputable à des innovations qui lui sont propres. La contribution de l'incertitude nominale sur le niveau d'inflation s'avère négligeable ce qui confirme le rejet de l'hypothèse de Cukierman-Meltzer dans la zone UEMOA.

Quant au panel (B), l'impact de l'inflation sur l'incertitude réelle est faiblement négatif au Niger. Ce résultat sur le Niger montre clairement que l'inflation agit négativement sur l'incertitude réelle. En d'autres termes, un niveau élevé du taux d'inflation augmenterait le risque associé aux projets futurs donc ce qui pourrait ralentir le niveau de l'investissement et donc de la croissance. Un tel résultat soutient les hypothèses de Taylor et de Friedman et confirme que l'inflation a un impact négatif sur l'incertitude réelle bien que l'effet de causalité soit relativement faible. En revanche, l'absence d'un effet de Taylor dans les autres pays de l'Union, corroborée par les résultats présentés dans le tableau (4) panel (C), est compatible avec le rejet d'un effet de causalité entre l'inflation et l'incertitude réelle. Autrement dit, l'échec d'un effet direct du niveau de l'inflation sur l'output incertain est en accord avec l'absence d'un effet indirect qui fonctionne à travers le canal de l'incertitude nominale.

Les tests de causalité rejettent l'hypothèse nulle que la croissance a un effet sur l'incertitude d'inflation. La procédure FIML présente un effet relativement faible mais positif entre le taux de croissance de la production industrielle et le niveau d'inflation en Côte d'Ivoire.

En dernier lieu, le panel (D) analyse l'effet de causalité entre le taux de croissance de la production industrielle et son incertitude. Le signe de l'effet reste ambigu. L'hypothèse nulle de non causalité entre le taux de croissance et l'incertitude réelle est rejetée à des niveaux très significatifs (et négatifs) de 1 % au Burkina Faso. La relation est faiblement négative au Niger (ordre 4 au seuil de 1%). La croissance de l'output affecte fortement son incertitude en Côte d'Ivoire, en Guinée Bissau, au Mali et au Sénégal. L'analyse des fonctions de réponse montre également qu'un choc de demande a un impact persistant sur l'incertitude réelle dans ces pays. Quatre mois après le choc, l'incertitude réelle est au tour de 4 % en Côte d'Ivoire. Elle atteint même un pic au bout de six mois où elle s'établit à presque 8 %. Pour ce qui est du Sénégal, un choc sur la demande augmente naturellement son incertitude (20 %) au bout de 2 mois avant de stabiliser.

Ces résultats sont très conformes à ceux obtenus par Fountas et al. (2002) sur le Japon. Ces auteurs admettent l'existence d'une relation positive entre la croissance de l'output et son incertitude. Le mécanisme de transmission étant le suivant : un choc de demande conduit à des

pressions inflationnistes, les autorités monétaires répondent par une politique monétaire restrictive ce qui réduit le taux d'inflation et son incertitude, et par conséquent, augmente l'incertitude réelle.

#### **IV. Conclusion et recommandations**

Cet article s'intéresse à un élément essentiel en macroéconomie, la réponse des variables macroéconomiques à l'incertitude. La réponse de l'inflation et de la croissance de l'output aux incertitudes macroéconomiques a été analysée dans le cadre d'un processus GARCH-M associé à un modèle VAR au sein de l'UEMOA. Notre approche économétrique consistait d'abord à estimer un processus GARCH qui a permis de mesurer la variable d'incertitude. Ensuite, avec cette variable d'incertitude, nous avons adopté l'approche simultanée qui consiste à estimer de façon conjointe l'équation de la moyenne et celle de la variance conditionnelle par la méthode du maximum de vraisemblance à information complète (FIML).

On en tire un certain nombre de conclusions pour la majorité des pays composant l'UEMOA.

En premier lieu, nos résultats corroborent l'avantage qui sous-tend le maintien des taux d'inflation à des niveaux très bas, stables et prédictibles. Nous trouvons que l'inflation incertaine a des répercussions négatives sur la croissance comme prédit par Friedman (1977) dans certains pays de l'Union. Une forte incertitude sur le taux d'inflation affecte négativement le niveau de la production au Burkina et en Guinée Bissau. Dans d'autres cas, une incertitude sur les fluctuations de l'inflation dans le futur peut pousser les agents économiques à augmenter le niveau de l'épargne et par conséquent l'investissement et la croissance. Le Sénégal étant le seul pays où l'hypothèse de Dotsey et Sarte est vérifiée. Une forte incertitude nominale a un effet réel positif sur la croissance par le biais de l'épargne.

Toutefois, rien ne démontre que l'inflation incertaine conduise les autorités monétaires de l'Union à augmenter le taux d'inflation moyen. L'hypothèse nulle que l'incertitude d'inflation n'affecte pas le taux d'inflation est acceptée pour l'ensemble des pays de l'UEMOA. En d'autres termes, l'hypothèse de Cukierman-Meltzer est difficile à accepter. Lorsque l'incertitude nominale augmente, la BCEAO ne réagit pas en augmentant le niveau de l'inflation. En revanche, un fort taux d'inflation augmente l'inflation incertaine dans la quasi-totalité des pays. Seuls la Guinée Bissau et le Togo rejettent l'hypothèse de Friedman-Ball.

Dans la mesure où le taux d'inflation est plus facile à mesurer et à contrôler que son incertitude, lorsque celui-ci augmente, la BCEAO aurait intérêt à réduire les coûts induits par cette hausse. Une solution serait pour l'institut d'émission d'adopter comme objectif une politique d'ancrage du niveau des prix. Cela lui assurerait plus d'indépendance et plus de transparence dans sa politique de lutte contre les coûts élevés de l'inflation. Une politique d'ancrage du niveau général des prix présente un double avantage. Il privilégie une faible incertitude quant à l'évolution à long

terme du niveau général des prix par comparaison avec un régime de ciblage de l'inflation. Ensuite, il permet une plus grande stabilité potentielle de l'activité économique et de la hausse des prix dans une situation de basse inflation.

Il y a un manque de consensus entre les économistes sur les effets de l'incertitude réelle sur la croissance. La littérature économique nous offre trois cas de figure. Le premier concerne la théorie des cycles réels qui stipule qu'il n'existe aucun lien entre l'incertitude réelle et la croissance de l'output (Bénin, Guinée-Bissau, Mali, Sénégal et Togo). Keynes lui trouve une relation négative (Côte-d'Ivoire). Black pense que les investissements dans des technologies risquées seront poursuivis à la seule condition que les rendements anticipés sur ces investissements soient assez élevés pour compenser la prise de risque. L'incertitude réelle affecte donc positivement le niveau de la croissance. Au sein de l'UEMOA, on observe une interaction positive entre l'incertitude réelle et la croissance de l'output au Burkina Faso et au Niger. L'incertitude d'inflation est un déterminant négatif de l'incertitude réelle au Togo (effet de Taylor). Les fluctuations de l'output peuvent accroître celles nominales en Guinée-Bissau.

Concernant les effets de la croissance sur son incertitude, les économistes ont du mal également à s'accorder sur les signes de causalité. Certains lui trouvent un effet positif et d'autres pensent qu'une augmentation de la croissance a un impact négatif sur son incertitude. La croissance agit positivement sur son incertitude en Côte-d'Ivoire, en Guinée-Bissau, au Mali et au Sénégal. Alors qu'une augmentation de la croissance de l'output aurait tendance à une réduction de l'incertitude réelle au Burkina Faso et au Niger. Les résultats de l'étude ont une implication claire de la politique monétaire de la BCEAO. Dans le souci de minimiser les perturbations sur les décisions de politique économique causées par l'inflation et son incertitude, la BCEAO devrait continuer à travailler pour le maintien de la stabilité des prix.

## REFERENCES

- Apergis N. (2005): "Inflation Uncertainty and Growth: Evidence from Panel Data" *Australian Economic Papers*, June pp 186-197.
- Apergis N. (2004): "Inflation, Output Growth, Volatility and Causality: Evidence from Panel Data and the G7 Countries" *Economics Letters* 83, pp 185-191.
- Baillie R. T., Chung C. F. and Tieslau M. A. (1996): "Analysing Inflation by the Fractionally Integrated ARFIMA-GARCH Model" *Journal of Applied Econometrics*, volume 11, pp 23-40.
- Ball L. (1992): "Why Does High Inflation Raise Inflation Uncertainty" *Journal of Monetary Economics*, volume 3, pp 371-378.
- Barro, R. J. (1996): "Inflation and Growth", *Review Federal Reserve Bank of Saint Louis*, May, June.
- Berument H. & Dincer N.N. (2005): "Inflation and Inflation Uncertainty in the G-7 Countries" *Physica A* 348, pp 371-379.
- Black F. (1987): "*Business Cycles and Equilibrium*" Basil Blackwell, New York.
- Blackburn K. (1999): "Can Stabilisation Policy Reduce Long-run Growth?" *Economic Journal*, volume 109, pp 67-77.
- Blackburn K. & Pelloni A (2005): "Growth, Cycles and Stabilisation Policy", *Oxford Economic Papers*, volume 57, pp 262-282.
- Bollerslev T. (1986): "Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity" *Journal of Econometrics*, volume 31, pp 307-327.
- Bollerslev T. (1990): "Modelling the Coherence in Short-run Nominal Exchange Rates: A Multivariate Generalized ARCH Model" *Review of Economics and Statistics*, 72, pp 498-505.
- Bollerslev T. & Wooldridge J. M. (1992): "Quasi-Maximum Likelihood Estimation and Inference in Dynamics Models with Time Varying Covariances" *Econometric Reviews*, 11, pp 143-172.
- Bollerslev T, Engle R. F. & Nelson D. B. (1994): "ARCH Models" in Engle R. And McFadden D. (eds), *Handbook of Econometrics*, vol. IV, North Holland, Amsterdam, pp 2959-3038.
- Bradley K. W. (2006): "The Links between Inflation, Inflation Uncertainty and Output Growth: New time series evidence from Japan" *Journal of Macroeconomics*, volume 28, pp 609-620.
- Briault C. (1995): "The Costs of Inflation" *Quarterly Bulletin* Bank of England, February.
- Carlos G. F. V. & Gerling K. (2011): "Inflation Uncertainty and Relative price Variability in WAEMU Countries", *IMF Working Paper*, n°59.
- Cecchetti S & Ehrmann M. (1999): "Does inflation Targeting Increase Output Volatility? An International Comparison of Policymakers' Preference and Outcomes" *NBER Working Paper* n°7426.
- Chua C.L., Kim D. & Suardi S. (2011): "Are Empirical Measures of Macroeconomic Uncertainty Alike" *Journal of Economic Surveys*, volume 25 n°4, pp 801-827.

- Clarida R., Gali J. & Gertler M. (1999): "The Science of Monetary Policy: A New Keynesian Perspective" *Journal of Economic Literature*, volume 37, pp 1661-1707.
- Cukierman A. & Meltzer A. (1986): "A Theory of Ambiguity, Credibility, and Inflation under Discretion and Asymmetric Information" *Econometrica*, volume 54, pp 1099-1128.
- DeJong D. N., John C. N., Savin N.E. & Whiteman C.H. (1992): "Integration Versus Trend Stationarity in Time Series" *Econometrica*, volume 60 (March), pp 423-33.
- Devereux M. (1989): "A Positive Theory of Inflation and Inflation Variance", *Economic Inquiry*, vol. XXVII, January, pp 105-116.
- Dotsey M., Sarte P. (2000): "Inflation Uncertainty and Growth in a Cash-in-Advance Economy" *Journal of Monetary Economics*, issue 45, pp 631-655.
- Engle R. F. (2001): "GARCH 101: The Use of ARCH/GARCH Models in Applied Econometrics" *Journal of Economic Perspectives*-volume 15, number 4-fall-pp 157-168.
- Engle R. F. & Granger C.W.J. (1987): "Co-integration and Error Correction Representation, estimating and testing", *Econometrica*, vol.55, pp 251-276.
- Fisher S. (1996): "Why are Central Banks Pursuing Long-run Price Stability" in *Achieving Price, Stability Symposium* sponsored by the Federal Reserve Bank of Kansas City Jackson Hole, august 29-31, pp 7-34.
- Fountas S. (2010): "Inflation, Inflation Uncertainty and Growth: are they related?" *Economic Modelling*, volume 27, Issue 5, September, pp 896-899.
- Fountas S. & Karanasos M. (2007): "Inflation, Output Growth, and Nominal and Real Uncertainty: Empirical Evidence for the G7" *Journal of International Money and Finance*, issue 26, pp 229-250.
- Fountas S., Karanasos M., Kim J. (2006): "Inflation Uncertainty, Output Growth Uncertainty and Macroeconomic Performance" *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, volume 68, issue 3, pp 319-343.
- Fountas S, Karanasos M., Kim J. (2002): "Inflation and Output Growth Uncertainty and their Relationship with Inflation and Output Growth" *Economics Letters*, issue 75, pp 293-301.
- Friedman M. (1977): Nobel Lecture "Inflation and Unemployment", *Journal of Political Economy*, 85, pp 451-472.
- Gylfason T & Herbertsson T. (2001): "Does Inflation Matter for Growth?" *Japan and the World Economy*, volume 13, pp 405-428.
- Golob J.E. (1994): "Does Inflation Uncertainty Increase with Inflation?" *Economic Review* Third Quarter Federal Reserve Bank of Kansas City, pp 27-38.
- Grier K.B., Grier R. (2006): "On the Real Effects of Inflation and Inflation Uncertainty in Mexico", *Journal of Development Economics*, volume 80, pp 478-500.
- Grier K.B., Henry O.T., Olekalns N. & Shields K. (2004): "The Asymmetric Effects of Uncertainty on Inflation and Output Growth", *Journal of Applied Econometrics*, issue 19, pp 551-565.

- Grier K.B. & Perry M.J. (1998): "On inflation and Inflation Uncertainty in the G7 Countries" *Journal of International Monetary and Finance*, volume 17, pp 671-689.
- Hamilton J. D. (1994): "Time Series Analysis" *Princeton University Press*.
- Heidari H & Sahar B. (2010): "Inflation and Inflation Uncertainty in Iran: An Application of GARCH-in-Mean Model with FILM Method of Estimation" *International Journal of Business and Development Studies*, vol. 2, n°01, pp. 131-146.
- Holland S. (1995): "Inflation and Uncertainty: tests for Temporal ordering" *Journal of Money, Credit and Banking*, volume 27, pp 827-837.
- Jansen D.W. (1989): "Does inflation Uncertainty Affect Output Growth? Further Evidence" *Federal Reserve Bank of Saint Louis Review* volume 71 n°04, July/August, pp 43-54.
- Keynes J.M. (1936): "Théorie Générale de l'Emploi, de l'Intérêt et de la Monnaie" *Bibliothèque Scientifique Payot*, 1990.
- Klump R (2003): "Inflation, Factor Substitution and Growth" *European Central Bank, Working Paper* n°280.
- Kwiatkowski D., Phillips P. C. B., Schmidt P. & Shin Y. (1992): "Testing the Null Hypothesis of Stationarity Against the Alternative of a Unit Root: How Sure Are We That Economic Time Series Have a Unit Root" *Journal of Econometrics*, volume 54 (October-December) pp 159-178.
- Lee J. (2010): "The Link between Output Growth and Volatility: Evidence from a Garch Model with Panel Data" *Economics Letters* volume 106, pp 143-145.
- N'diaye C.T., Konte M.A. (2012): "Incertitude de l'inflation et croissance économique: le cas de l'UEMOA" *Document de Recherche* n°2012-17, Laboratoire d'Economie D'Orléans.
- Nelson D.B. & Cao C. Q. (1992): "Inequality Constraints in the Univariate GARCH Model" *Journal of Business & Economic Statistics*, volume 10 n°02 April, pp 229-235.
- Pagan A. (1984): "Econometrics Issues in the Analysis of Regressions with Generated Regressors" *International Economic Reviews*, issue 25, pp221-247.
- Pagan A. & Ullah A. (1988): "The Econometrics Analysis of Models with Risk Terms" *Journal of Applied Econometrics*, volume 3, n°02, pp 87-105.
- Pindyck R. (1991): "Irreversibility, Uncertainty, and Investment" *Journal of Economic Literature*, volume 29, pp 1110-1148.
- Soumare I. (2009): "La Politique Monétaire à Taux Zéro et ses Implications sur Les Marchés Financiers: le cas de la Banque du Japon", *Thèse Doctorat en Sciences Economiques*, Université de Rouen, décembre.
- Taylor B. J. (1979): "Estimation and Control of a Macroeconomic Model with Rational Expectations" *Econometrica*, volume 47, pp 1267-1286.
- Temple J. (2000): "Inflation and Growth: stories short and tall", *Journal of Economic Surveys*, volume 4, pp 395-426.



Tableau 1: Méthode d'estimation : Maximum de Vraisemblance à Information Complète  
(Berdnt-Hall-Hall-Hausman)

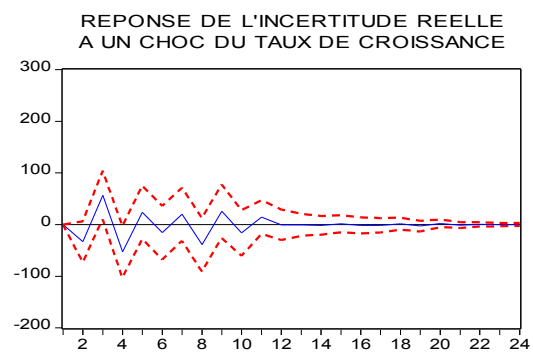
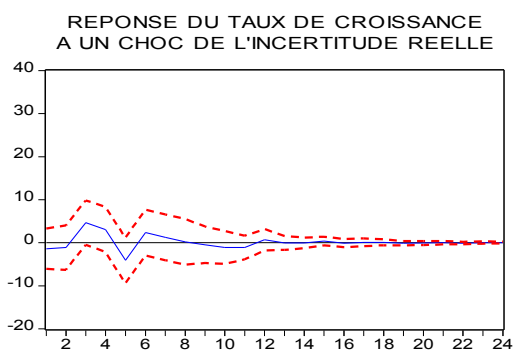
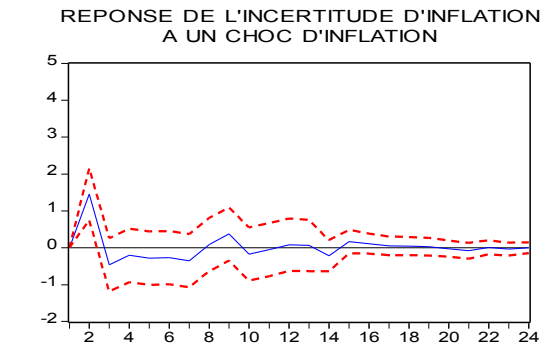
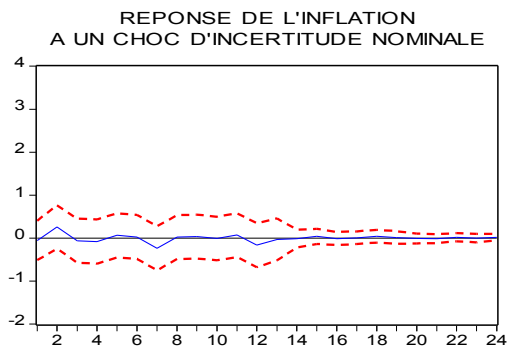
	BENIN	BURKINA	COTE D'IVOIRE	GUINEE BISSAU
$\delta$	0,003 (4,63)***	-0,001 (-0,356)	0,011 (1,024)	0,016 (2,177)**
$\gamma$	-0,282 (-1,342)	0,116 (0,113)	-0,001 (-0,013)	1,693 (1,974)**
$\lambda$	0,001 (0,830)	0,0001 (1,740)*	0,001 (0,420)	-0,001 (-1,111)
$\Phi$	0,459 (7,403)***	0,03 (5,782)***	1,067 (15,670)***	-0,032 (-1,014)
$\vartheta$	0,001 (0,119)	-0,0007 (-0,599)	0,038 (1,814)**	-0,001 (-0,452)
$\tau$	-0,001 (-0,452)	0,0001 (1,758)*	-0,001 (-0,177)	0,0002 (1,310)
$\phi$	-1,229 (-1,464)	-0,836 (2,163)**	-1,268 (-1,090)	0,085 (0,061)
$\Theta$	-0,008 (-0,659)	0,026 (1,873)*	-0,140 (-2,216)**	0,011 (2,320)**
$\xi$	-1,493 (-2,793)***	-10,873 (1,983)*	0,418 (0,253)	-2,269 (-1,929)*
$\eta$	-1,628 (-2,569)**	-7,123 (3,314)***	0,949 (2,129)**	-1,643 (-1,852)*
$\rho$	-13,259 (-1,268)	-12,365 (-0,127)	1,300 (0,187)	2,405 (0,050)
$\mu$	1,909 (0,168)	1,786 (0,663)	-0,320 (-0,033)	2,194 (9,89)***

	MALI	NIGER	SENEGAL	TOGO	UEMOA
$\delta$	0,005 (0,993)	0,003 (1,159)	0,012 (1,817)*	-0,008 (-1,262)	0,017 (2,45)**
$\gamma$	-0,304 (-0,539)	0,171 (1,427)	1,009 (0,509)	0,087 (0,308)	0,027 (0,226)
$\lambda$	0,0001 (0,244)	0,0002 (1,655)*	-0,004 (1,761)*	-0,001 (-0,896)	0,004 (1,284)
$\Phi$	-0,043 (-3,506)***	-4,823 (14,16)***	0,015 (2,223)**	0,098 (1,570)	0,839 (9,92)***
$\vartheta$	0,002 (0,312)	0,020 (0,403)	-0,0003 (0,391)	0,0001 (0,020)	0,018 (1,499)
$\tau$	0,0004 (0,854)	-0,001 (-0,531)	-0,004 (1,213)	-0,002 (-1,878)*	-0,003 (-0,360)
$\phi$	-0,772 (-0,525)	-3,928 (1,962)**	-2,037 (-1,774)*	-1,056 (-1,32)	-0,811 (-0,858)
$\Theta$	-0,0004 (-0,061)	0,001 (1,805)*	0,066 (2,630)***	0,006 (0,759)	-0,038 (-0,429)
$\xi$	0,362 (0,251)	-0,562 (-0,233)	-7,201 (-2,340)**	-0,351 (-0,433)	-0,089 (-0,184)
$\eta$	2,692 (3,139)***	0,851 (1,077)	0,503 (1,778)*	-0,865 (-1,569)	0,058 (0,458)
$\rho$	-3,129 (-0,134)	48,51 (1,165)	-3,266 (-0,875)	-3,383 (-0,547)	1,749 (0,715)
$\mu$	15,88 (0,679)	72,394 (1,112)	-27,024 (-1,071)	-18,453 (-2,445)**	0,036 (0,013)

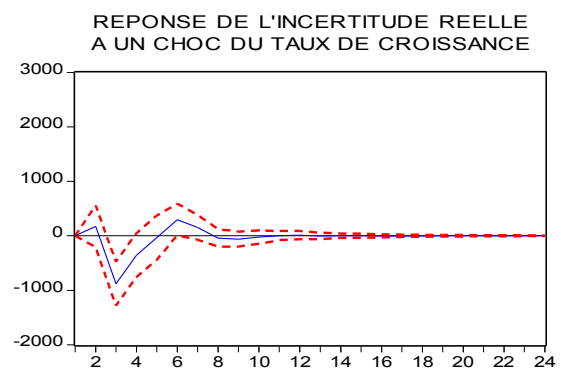
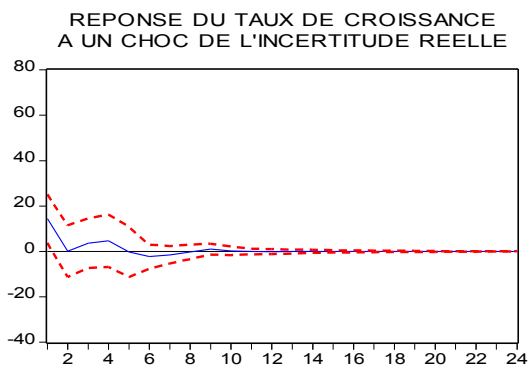
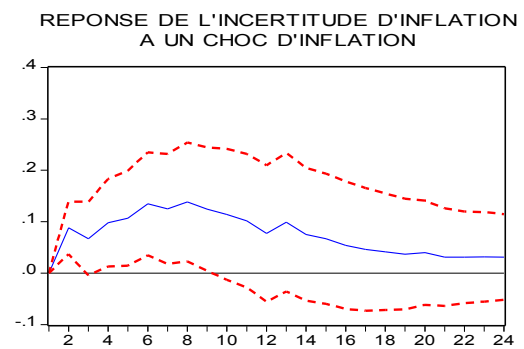
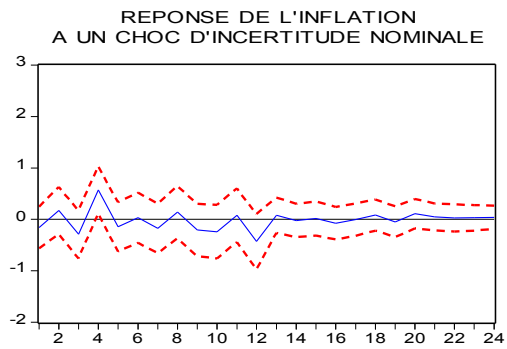
Méthode d'estimation : maximum de vraisemblance à information complète (BHHH). Algorithme d'optimisation : Berndt-Hall-Hausman. Nombre maximal d'itérations : 500. Les chiffres entre parenthèses représentent les t-statistics. \*\*\*/\*\*/\* indiquent les niveaux de significativité à 1, 5 et 10 %.

# GRAPHIQUES : FONCTIONS DE REPONSE IMPULSIONNELLES

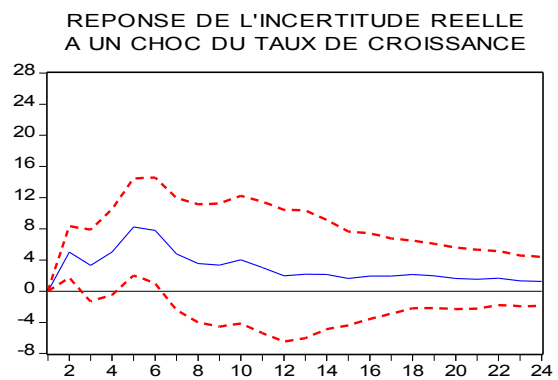
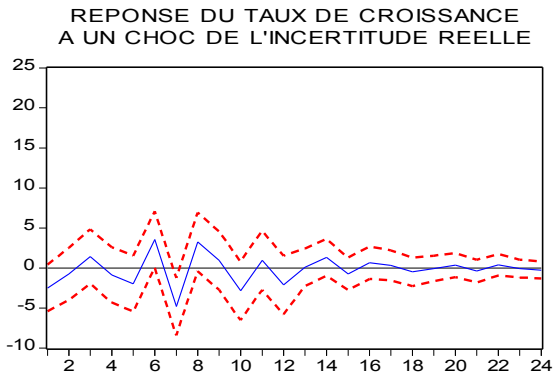
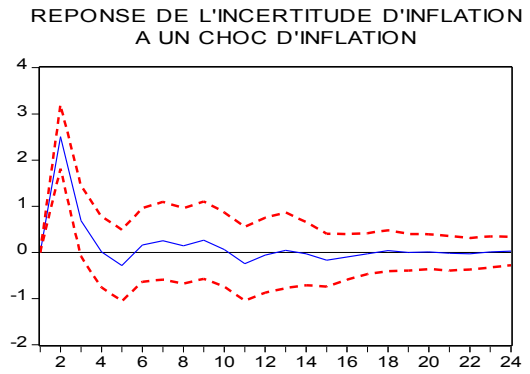
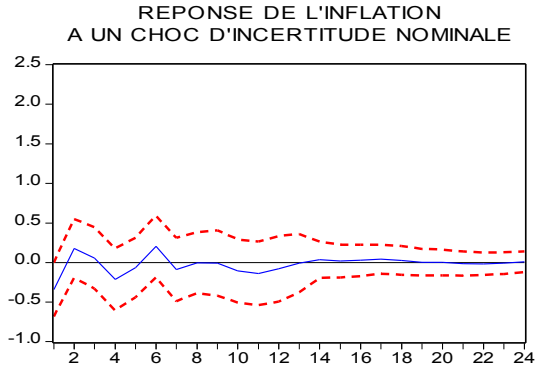
## BENIN



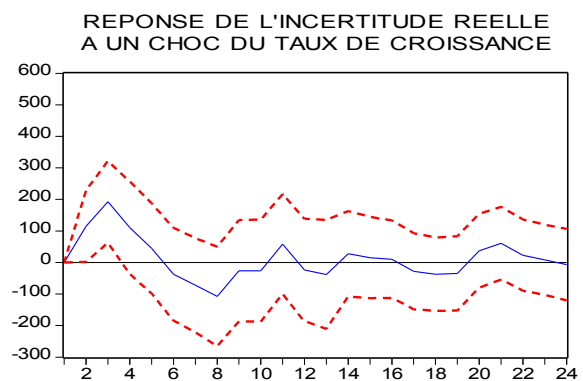
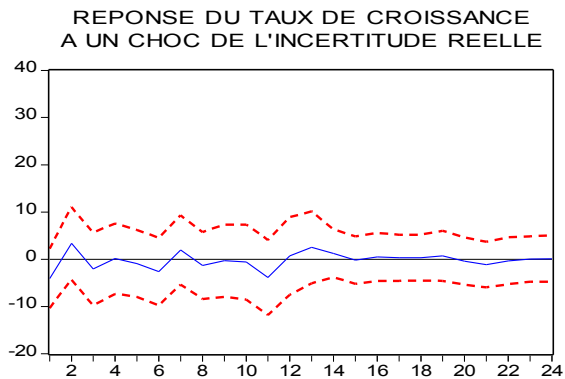
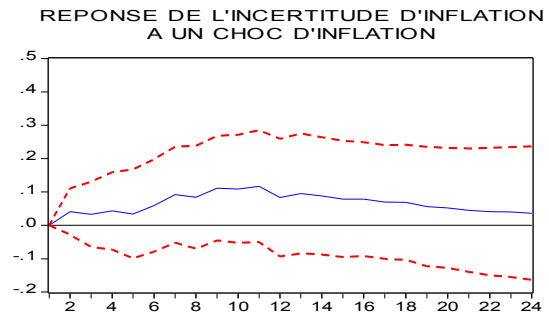
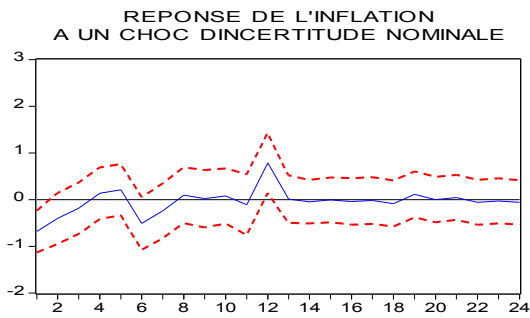
## BURKINA



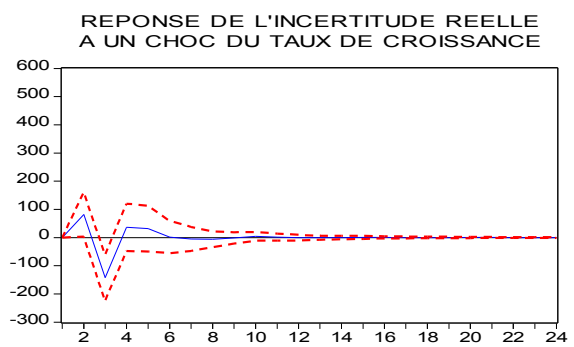
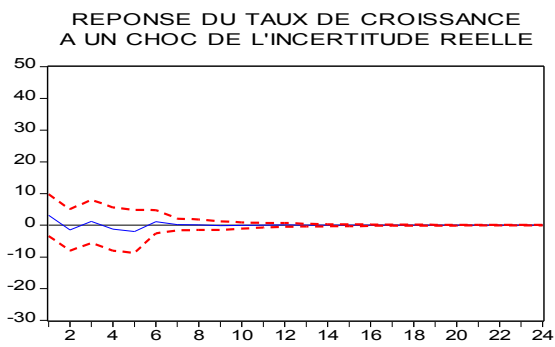
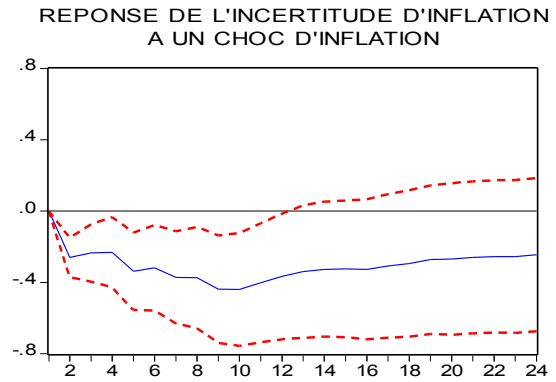
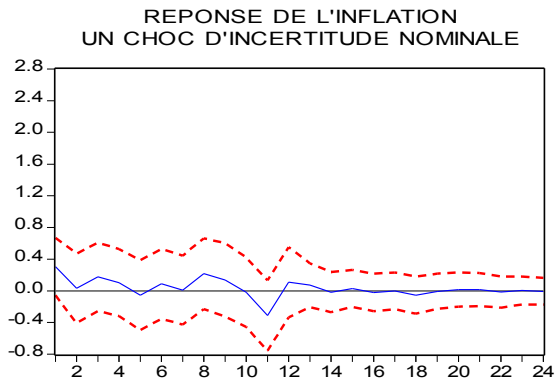
## COTE D'IVOIRE



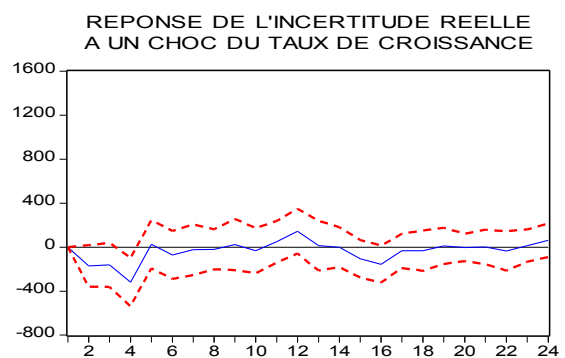
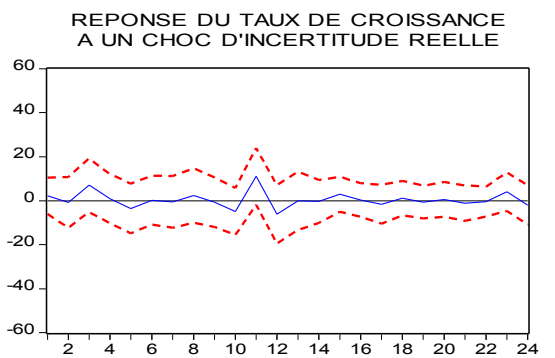
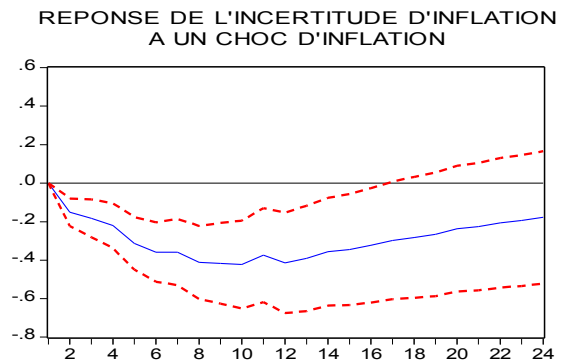
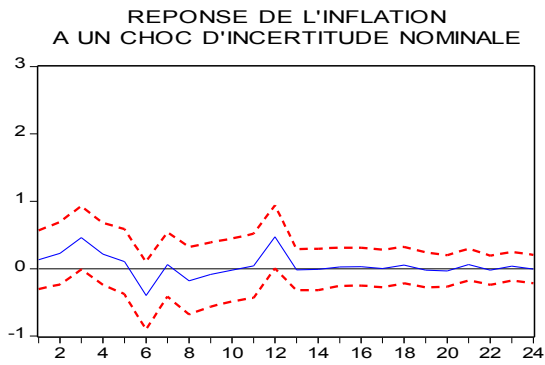
## GUINEE BISSAU



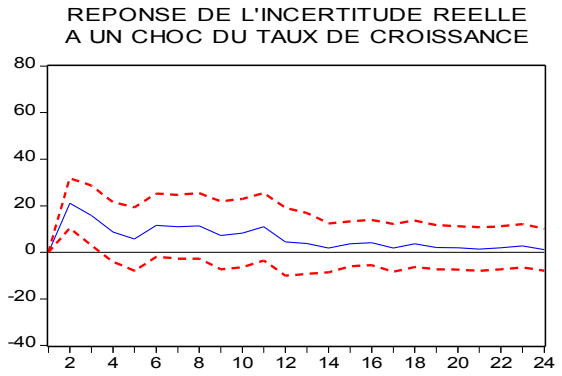
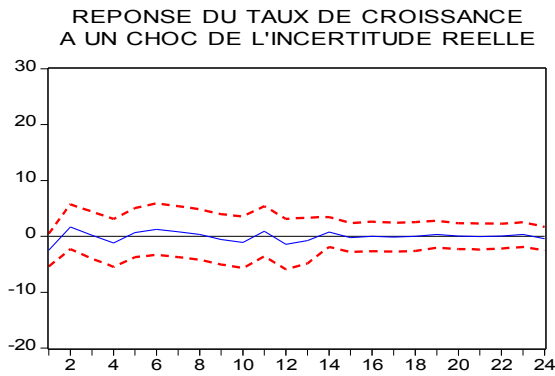
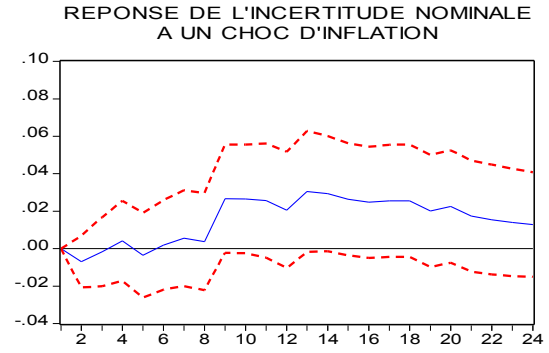
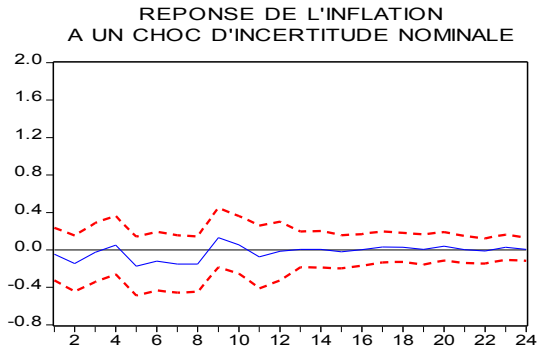
## MALI



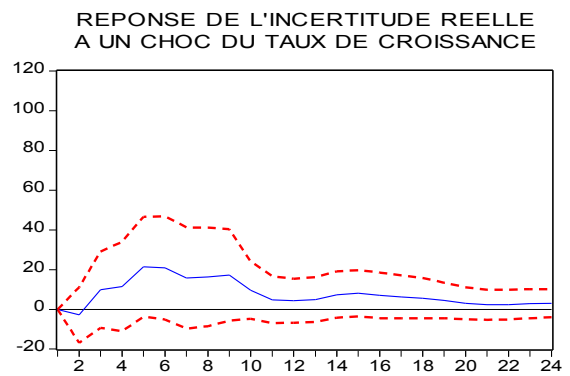
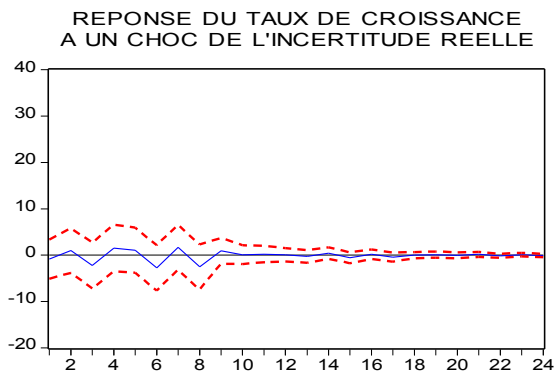
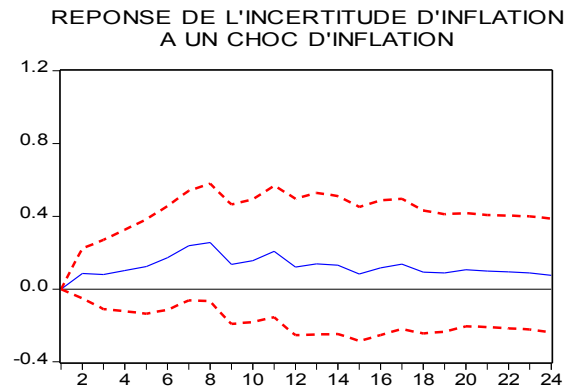
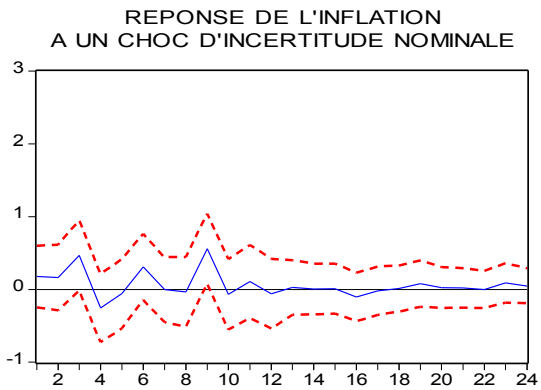
## NIGER



## SENEGAL

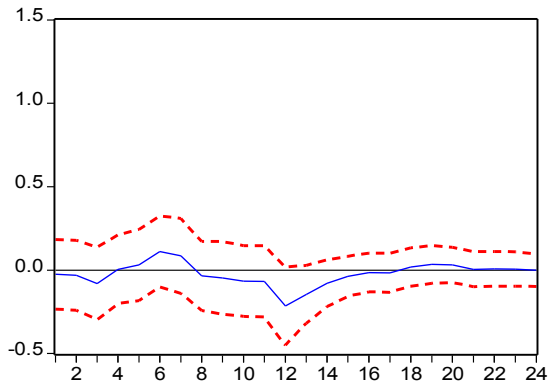


## TOGO

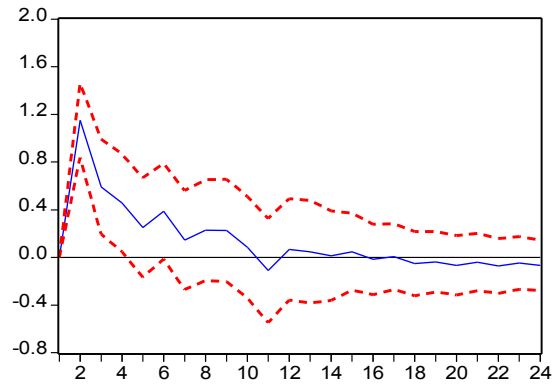


# UEMOA

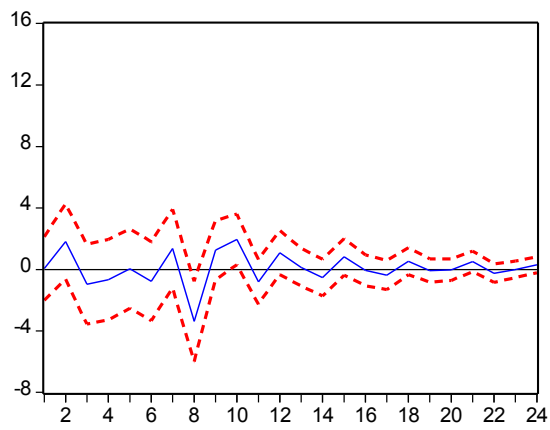
REPONSE DE L'INFLATION  
A UN CHOC DE L'INCERTITUDE NOMINALE



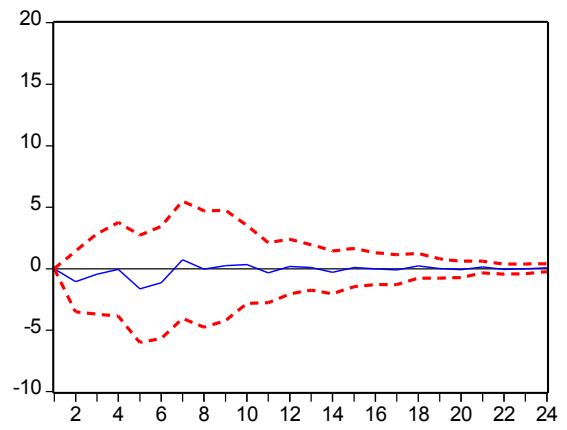
REPONSE DE L'INCERTITUDE D'INFLATION  
A UN CHOC DE L'INFLATION



REPONSE DU TAUX DE CROISSANCE  
A UN CHOC DE L'INCERTITUDE REELLE



REPONSE DE L'INCERTITUDE REELLE  
A UN CHOC DE TAUX DE CROISSANCE



	VARIABLE ET RETARD	ADF			PP			KPSS	
		CONSTANTE	CONSTANTE ET TENDANCE	AUCUNE	CONSTANTE	CONSTANTE ET TENDANCE	AUCUNE	CONSTANTE	CONSTANTE ET TENDANCE
UEMOA	$\pi_t$ (p=0)	-12,081{A}	-12,057{A}	-10,313{A}	-12,081{A}	-12,057{A}	-10,313{A}	0,074{A}	0,065{A}
	$y_t$ (p= 4)	-10,12{A}	-10,09{A}	-10,08{A}	-19,392{A}	-19,348{A}	-19,382{A}	0,071{A}	0,064{A}
BENIN	$\pi_t$ (p= 3)	-6,747{A}	-6,734{A}	-5,83{A}	-15,52{A}	-15,48{A}	-14,56{A}	0,039{A}	0,037{A}
	$y_t$ (p= 2)	-9,404{A}	-9,377{A}	-9,381{A}	-16,065{A}	-16,016{A}	-16,070{A}	0,027{A}	0,026{A}
BURKINA	$\pi_t$ (p= 1)	-10,36{A}	-10,33{A}	-9,67{A}	-15,69{A}	-15,64{A}	-15,034{A}	0,044{A}	0,043{A}
	$y_t$ (p= 2)	-10,53{A}	-10,49{A}	-10,46{A}	-17,59{A}	-17,54{A}	-17,58{A}	0,021{A}	0,011{A}
COTE D'IVOIRE	$\pi_t$ (p=0)	-12,71{A}	-12,69{A}	-11,80{A}	-12,71{A}	-12,69{A}	-11,80{A}	0,030{A}	0,013{A}
	$y_t$ (p=3)	-8,86{A}	-8,83{A}	-8,85{A}	-17,51{A}	-17,47{A}	-17,54{A}	0,045{A}	0,033{A}
GUINEE BISSAU	$\pi_t$ (p= 0)	-11,06{A}	-11,04{A}	-10,30{A}	-11,06{A}	-11,04{A}	-10,30{A}	0,079{A}	0,049{A}
	$y_t$ (p= 3)	-7,42{A}	-7,41{A}	-7,43{A}	-14,18{A}	-14,11{A}	-14,23{A}	0,03{A}	0,03{A}
MALI	$\pi_t$ (p=0)	-12,07{A}	-12,04{A}	-11,57{A}	-12,07{A}	-12,04{A}	-11,57{A}	0,073{A}	0,057{A}
	$y_t$ (p=3)	-8,72{A}	-8,69{A}	-8,73{A}	-17,50{A}	-17,45{A}	-17,53{A}	0,028{A}	0,019{A}
NIGER	$\pi_t$ (p=0)	-12,58{A}	-12,55{A}	-12,19{A}	-12,58{A}	-12,55{A}	-12,19{A}	0,046{A}	0,045{A}
	$y_t$ (p=4)	-9,87{A}	-9,86{A}	-9,71{A}	-25,64{A}	-25,54{A}	-25,45{A}	0,092{A}	0,026{A}
SENEGAL	$\pi_t$ (p=0)	-13,83{A}	-13,78{A}	-13,12{A}	-13,83{A}	-13,78{A}	-13,12{A}	0,07{A}	0,069{A}
	$y_t$ (p=2)	-11,49{A}	-11,45{A}	-11,51{A}	-30,43{A}	-30,33{A}	-30,48{A}	0,026{A}	0,025{A}
TOGO	$\pi_t$ (p=0)	-12,86{A}	-12,82{A}	-12,27{A}	-12,86{A}	-12,82{A}	-12,27{A}	0,048{A}	0,047{A}
	$y_t$ (p=4)	-8,67{A}	-8,66{A}	-8,69{A}	-19,07{A}	-19,01{A}	-19,10{A}	0,03{A}	0,024{A}

Note :{A} stationnaire en niveau I(0) au seuil de 1 %. L'ordre du retard (k) utilisé dans les tests est choisi en employant la procédure indiquée par le critère d'information d'Akaike (AIC) dû à Akaike (1970). KPSS : les valeurs critiques de Kwiatkowski–Phillips–Schmidt et Shin sont fournies par Kwiatkowski et al. (1992). Le test statistic  $\hat{n}_u$  qui teste l'hypothèse

nulle que la variable suit un processus stationnaire ou est une moyenne stationnaire est présenté de la façon suivante :  $\hat{n}_u = \frac{1}{T^2} \sum_{t=1}^T S_{(t)}^2 / \hat{\sigma}_k^2$ . Les valeurs critiques de 5 % des

tests de racine unitaire ADF et PP et de moyenne stationnaire sont fournies par MacKinnon (1991). Puisque la distribution asymptotique des t statistic de PP est la même que celle de ADF et par conséquent, les valeurs critiques de MacKinnon (1991) sont applicables pour les deux tests de racine unitaire.

Tableau 2: Test de racine unitaire et de moyenne stationnaire



Tableau 3 : Tests de causalité de Granger entre variables d'incertitudes et variables macroéconomiques GARCH (1, 1)

RETARDS	UEMOA	BENIN	BURKINA FASO	COTE IVOIRE	GUINEE BISSAU	MALI	NIGER	SENEGAL	TOGO
A) Ho: l'incertitude d'inflation ne cause pas au sens de Granger le taux de croissance du PIB réel									
4 retards	0,461	1,585	1,839	1,60	1,848	0,512	0,163	2,62**(+)	0,646
8 retards	0,464	1,158	1,262	0,923	2,226**(-)	0,524	0,345	1,287	0,601
12 retards	0,486	0,885	1,887**(-)	0,732	2,577***(-)	0,558	0,379	2,180***(+)	1,023
B) Ho : L'incertitude d'inflation ne cause pas le taux d'inflation									
4 retards	0,471	0,316	1,142	0,300	0,921	0,297	1,217	0,304	1,495
8 retards	0,639	0,200	1,144	0,411	1,406	0,287	1,418	0,781	1,049
12 retards	1,039	0,190	1,165	0,430	1,386	0,449	1,365	0,556	1,413
C) Ho : L'incertitude réelle ne cause pas le taux de croissance du PIB réel									
4 retards	0,452	1,832	2,218*(+)	0,44	0,122	0,212	2,571*(+)	0,194	0,392
8 retards	1,844*(+)	0,182	0,845	1,916*(-)	0,399	1,156	1,547	0,363	0,492
12 retards	1,575*(+)	1,109	1,108	1,813**(-)	0,402	0,108	1,356	0,499	0,558
D) Ho : L'incertitude réelle ne cause pas le taux d'inflation									
4 retards	0,852	0,768	1,088	0,410	0,293	0,723	0,773	2,289*(-)	2,210*(-)
8 retards	0,538	0,626	0,906	0,554	0,661	0,397	1,003	1,399	1,469
12 retards	0,616	0,462	1,886**(+)	1,556	0,820	1,552	0,639	2,040**(-)	2,357***(+)

Note: Les nombres dans la première colonne fournissent le nombre de retard pris en compte dans le processus VAR. Les chiffres présentés sont les F-statistics du test de causalité de Granger. Les signes (+) (-) indiquent que la somme des coefficients retardés de la variable de causalité dans le VAR est (positive) (négative) et significative. On teste l'hypothèse nulle d'absence d'effet de causalité contre l'hypothèse alternative de relation de causalité. L'hypothèse nulle est acceptée dès lors que la probabilité associée est supérieure aux différents seuils de 1, 5 ou 10 %, sinon on accepte l'hypothèse alternative. \*\*\*/\*\*/\* significativité aux différents seuils de 1, 5 et 10.

Tableau 4: Test de causalité de Granger entre (a) inflation et croissance et (b) incertitudes macroéconomiques GARCH (1, 1)

RETARDS	UEMOA	BENIN	BURKINA FASO	COTE IVOIRE	GUINEE BISSAU	MALI	NIGER	SENEGAL	TOGO
A) Ho: Croissance de l'output ne cause pas le taux d'inflation									
4 retards	2,260*(+)	4,121***(+)	3,951***(+)	1,408	1,666	1,634	1,727	3,217**(+)	0,788
8 retards	1,177	4,575***(+)	2,240**(+)	0,720	1,708*(+)	1,242	1,358	1,892*(+)	2,220**(+)
12 retards	1,775**(-)	3,875***(+)	1,496	1,265	1,648*(+)	1,563	1,027	1,329	1,801*(+)
B) Ho : L'inflation ne cause pas le taux de croissance de l'output									
4 retards	1,278	1,303	1,995*(-)	1,171	1,131	0,259	0,976	0,589	0,997
8 retards	1,237	1,859	2,991***(-)	0,533	0,917	0,685	0,638	1,153	0,795
12 retards	1,164	1,315	2,479***(-)	0,786	0,865	0,789	0,430	1,752*(-)	1,374
C) Ho : L'incertitude nominale ne cause pas l'incertitude réelle									
4 retards	0,450	0,456	0,515	0,758	1,759	0,619	0,544	1,327	3,006**(-)
8 retards	0,267	1,108	0,461	0,594	4,397***(+)	0,479	0,789	1,341	1,942**(-)
12 retards	0,235	0,841	0,837	0,495	3,051***(+)	0,320	0,631	0,350	1,440
D) Ho : L'incertitude réelle ne cause pas l'incertitude nominale									
4 retards	0,395	1,279	2,289*(+)	0,036	1,301	0,261	0,788	1,770	5,421***(-)
8 retards	0,372	0,798	1,445	0,200	0,744	0,787	0,629	1,068	4,355***(-)
12 retards	0,950	0,435	1,039	0,183	0,600	0,908	0,555	1,913	3,623***(-)

Note: Les nombres dans la première colonne fournissent le nombre de retard pris en compte dans le processus VAR. Les chiffres présentés sont les F-statistics du test de causalité de Granger. Les signes (+) (-) indiquent que la somme des coefficients retardés de la variable de causalité dans le VAR est (positive) (négative) et significative. On teste l'hypothèse nulle d'absence d'effet de causalité contre l'hypothèse alternative de relation de causalité. L'hypothèse nulle est acceptée dès lors que la probabilité associée est supérieure aux différents seuils de 1, 5 ou 10 %, sinon on accepte l'hypothèse alternative. \*\*\*/\*\*/\* significativité aux différents seuils de 1, 5 et 10 %.

Tableau 5 : Tests de causalité entre variables économiques et incertitudes GARCH (1, 1)

RETARDS	UEMOA	BENIN	BURKINA FASO	COTE IVOIRE	GUINEE BISSAU	MALI	NIGER	SENEGAL	TOGO
A) Ho: l'inflation ne cause pas l'incertitude d'inflation									
4 retards	14,54***(+)	5,220***(+)	4,532***(+)	18,597***(+)	0,611	7,883***(-)	8,401***(-)	0,765	0,692
8 retards	8,276***(+)	3,098***(+)	2,684***(+)	10,246***(+)	0,731	4,618***(-)	4,883***(-)	2,845***(+)	0,573
12 retards	6,80***(+)	1,992**(+)	1,850**(+)	6,479***(+)	0,488	2,980***(-)	3,690***(-)	1,895**(+)	0,620
B) Ho : L'inflation ne cause pas l'incertitude de l'output									
4 retards	0,100	0,860	0,361	1,014	0,814	0,713	1,970	1,695	1,191
8 retards	0,478	0,944	0,535	0,994	1,364	0,942	1,803*(-)	1,325	1,129
12 retards	0,920	0,789	0,628	0,889	1,683	0,875	1,563	0,936	1,362
C) Ho : La croissance ne cause pas l'incertitude d'inflation									
4 retards	0,273	1,429	1,229	0,431	0,242	0,468	1,662	0,135	1,105
8 retards	0,297	1,441	1,216	0,586	0,976	0,487	0,903	0,311	0,851
12 retards	0,422	1,538	0,978	0,519	0,953	0,434	0,615	1,313	1,073
D) Ho : La croissance ne cause pas l'incertitude de l'output									
4 retards	1,172	1,624	6,277***(-)	4,447***(+)	2,176*(+)	3,860***(-)	3,395***(-)	5,386***(+)	1,146
8 retards	0,639	1,203	4,540***(-)	3,082***(+)	1,646	1,765*(+)	1,663	2,844***(+)	0,899
12 retards	0,552	1,043	3,543***(-)	1,800*(+)	2,057**(+)	1,781*(+)	1,373	2,120**(+)	1,236

Note: Les nombres dans la première colonne fournissent le nombre de retard pris en compte dans le processus VAR. Les chiffres présentés sont les F-statistics du test de causalité de Granger. Les signes (+) (-) indiquent que la somme des coefficients retardés de la variable de causalité dans le VAR est (positive) (négative) et significative. On teste l'hypothèse nulle d'absence d'effet de causalité contre l'hypothèse alternative de relation de causalité. L'hypothèse nulle est acceptée dès lors que la probabilité associée est supérieure aux différents seuils de 1, 5 ou 10 %, sinon on accepte l'hypothèse alternative. \*\*\*/\*\*/\* significativité aux différents seuils de 1, 5 et 10 %.

## NOTE AUX AUTEURS

### *PUBLICATION DES ETUDES ET TRAVAUX DE RECHERCHE DANS LA REVUE ECONOMIQUE ET MONETAIRE DE LA BCEAO*

La Banque Centrale des Etats de l'Afrique de l'Ouest publie semestriellement, dans la Revue Economique et Monétaire (REM), des études et travaux de recherche.

#### **I – MODALITES**

1 - L'article à publier doit porter sur un sujet d'ordre économique, financier ou monétaire et présenter un intérêt scientifique avéré, pour la Banque Centrale des Etats de l'Afrique de l'Ouest (BCEAO) en général ou les Etats membres de l'Union Monétaire Ouest Africaine (UMOA) en particulier. Bien que son ambition soit de vulgariser les travaux scientifiques produits au sein de l'UEMOA et/ou portant sur l'UEMOA dans les domaines économique, monétaire ou financier, la REM reste ouverte à la réflexion émanant des chercheurs extérieurs et/ou développée par les spécialistes des autres disciplines des sciences sociales.

2- Les articles publiés dans un même numéro de la Revue peuvent porter sur des questions différentes. Toutefois, en fonction de l'actualité et/ou de l'acuité de certains sujets, des numéros thématiques et des numéros spéciaux peuvent être publiés. Les *numéros thématiques* sont destinés à faire le point sur une problématique particulière, dont ils font ressortir toute la richesse et la complexité. Les *numéros spéciaux* sont, quant à eux, réservés à la publication de dossiers spécifiques qui, sans être thématiques, présentent néanmoins des points de convergence sur certains aspects. Des Actes de colloques ou de séminaires, des rapports de recherche ou des travaux d'équipe peuvent alimenter ces numéros spéciaux.

3- La problématique doit y être clairement présentée et la revue de la littérature suffisamment documentée. Il devrait apporter un éclairage nouveau, une valeur ajoutée indéniable en infirmant ou confirmant les idées dominantes sur le thème traité.

4- L'article doit reposer sur une approche scientifique et méthodologique rigoureuse, cohérente, et pertinente, et des informations fiables.

5- Il doit être original ou apporter des solutions originales à des questions déjà traitées.

6- Il ne doit avoir fait l'objet ni d'une publication antérieure ou en cours, ni de proposition simultanée de publication dans une autre revue.

7- Il est publié après avoir été examiné et jugé conforme à la ligne éditoriale de la Revue par le Comité Editorial, puis avec une valeur scientifique qui lui est reconnue par le Comité Scientifique et avis favorable de son Président, sous la responsabilité exclusive de l'auteur.

8- Les articles peuvent être rédigés en français ou en anglais, et doivent comporter deux résumés en français et en anglais.

9 - Le projet d'article doit être transmis à la Direction de la Recherche et de la Statistique selon les modalités ci-après :

- en un exemplaire sur support papier par courrier postal à l'adresse :

*Direction des Etudes et de la Recherche*

*BCEAO Siège*

*Avenue Abdoulaye FADIGA*

*BP 3108 Dakar, Sénégal.*

- en un exemplaire par courrier électronique, en utilisant les logiciels Word pour les textes et Excel pour les tableaux, ou autres logiciels compatibles, aux adresses : [rem@bceao.int](mailto:rem@bceao.int) et [courrier.zder@bceao.int](mailto:courrier.zder@bceao.int) .

Si l'article est retenu, la version finale devra être transmise suivant les mêmes modalités.

## **II - PRESENTATION DE L'ARTICLE**

1 - Le volume de l'article imprimé en recto uniquement ne doit pas dépasser une trentaine de pages, annexes non compris (caractères normaux, police arial, taille 10,5 et interligne 1,5 ligne). En début d'article, doivent figurer les mots clés, ainsi que les références à la classification du Journal of Economic Literature (JEL).

2 - Les informations ci-après devront être clairement mentionnées sur la page de garde :

- le titre de l'étude ;

- la date de l'étude ;

- les références de l'auteur :

\* son nom ;

\* son titre universitaire le plus élevé ;

\* son appartenance institutionnelle ;

\* ses fonctions ;

- un résumé en anglais de l'article (500 mots maximum) ;

- un résumé en français (500 mots maximum).

3 - Les références bibliographiques figureront :

- dans le texte, en indiquant uniquement le nom de l'auteur et la date de publication ;

- à la fin de l'article, en donnant les références complètes, classées par ordre alphabétique des auteurs, suivant la classification de Harvard (nom de l'auteur, titre de l'article ou de l'ouvrage, titre de la revue, nom de l'éditeur, lieu d'édition, date de publication et nombre de pages).



**BCEAO**

BANQUE CENTRALE DES ETATS  
DE L'AFRIQUE DE L'OUEST

Avenue Abdoulaye Fadiga  
BP 3108 - Dakar - Sénégal  
[www.bceao.int](http://www.bceao.int)