

# REVUE ECONOMIQUE ET MONETAIRE

N° 21 - JUIN 2017





# 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° 21 – JUIN 2017



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

<b>AVANT-PROPOS.....</b>	<b>5</b>
<b>Effets non linéaires de la dette publique sur la croissance économique des pays MENA : Evaluation empirique à l'aide d'un modèle PSTR.....</b>	<b>7</b>
<b>La structure par terme des taux d'intérêt : un test de l'hypothèse des anticipations sur le marché interbancaire de la Zone UEMOA .....</b>	<b>25</b>

## AVANT-PROPOS

La Revue Economique et Monétaire (REM) est éditée et publiée par la Banque Centrale des Etats de l'Afrique de l'Ouest (BCEAO), dans le cadre de ses actions de promotion de la recherche 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 sur les économies en développement.

Ce vingt-et-unième numéro de la Revue comprend deux (2) articles dont le premier est intitulé : « Effets non linéaires de la dette publique sur la croissance économique des pays MENA : Evaluation empirique à l'aide d'un modèle à seuil et transition lisse en panel (PSTR) » et le second : « La structure par terme des taux d'intérêt : un test de l'hypothèse des anticipations sur le marché interbancaire de la Zone UEMOA ».

Le premier article étudie l'existence d'effets non linéaires dans la relation entre l'endettement public et la croissance économique, couvrant quatre (4) pays du Moyen Orient et de l'Afrique du Nord, soit la Tunisie, la Turquie, le Maroc et l'Egypte. Les auteurs montrent que le niveau d'endettement optimal de ces pays est estimé à 39,5% du PIB. Au-delà de ce seuil, le déficit public pourrait constituer un fardeau pour la croissance économique et une source de volatilité macroéconomique. Une meilleure gestion de la dette s'avère donc nécessaire afin de contenir le taux d'endettement de ces pays, actuellement au-delà de 40%, en deçà de ce seuil critique.

Le second article teste la validité de l'hypothèse des anticipations de la structure par terme des taux d'intérêt sur le marché interbancaire de la Zone UEMOA. Pour ce faire, il considère deux approches : un modèle standard et un modèle orthogonal. Quelle que soit l'approche, l'hypothèse des anticipations des taux d'intérêt sur le marché interbancaire est rejetée. Ce résultat, cohérent avec les primes de risque quasi-nulles observées dans la fixation de ces taux, pourrait s'expliquer par la segmentation du marché interbancaire. Ainsi, l'information véhiculée par les taux d'intérêt de différentes maturités au niveau du marché interbancaire ne pourrait être utilisée de manière crédible à l'évaluation du niveau futur des taux d'intérêt.

Au total, ce vingt-et-unième numéro de la REM permet d'aborder à la fois les questions relatives au niveau optimal de l'endettement public et celles liées au fonctionnement du marché interbancaire.





## **EFFETS NON LINEAIRES DE LA DETTE PUBLIQUE SUR LA CROISSANCE ECONOMIQUE DES PAYS MENA : EVALUATION EMPIRIQUE A L'AIDE D'UN MODELE PSTR**

*Samia OMRANE BELGUITH<sup>1</sup>, Mohamed CHAKROUN<sup>2</sup> et Foued Badr GABSI<sup>3</sup>*

### **Abstract**

*In this paper, empirical evidence is provided for threshold effects in the relationship between public debt and economic growth using panel data on 4 MENA countries (Tunisia, Turkey, Morocco, Egypt) over the period 1970-2010. Applying a Panel Smooth Transition Regression (PSTR) model, estimation results establish a threshold of 39.5 percent as public debt-to-GDP ratio. Public deficit seems to significantly reduce growth if this critical threshold is exceeded. This result has important implications for economic policy. It questions the common assumption of a monotonous and linear relationship between public debt and economic growth and sheds light on the idea that fiscal austerity policies are not necessarily incompatible with the objectives of a sustainable and balanced growth.*

### **ARTICLE INFORMATIONS**

**Article history:** Submitted July 7, 2015

Received in first revised form April 3, 2017

Received in second revised form April 16, 2017

Accepted May 23, 2017

**JEL Classification:** H63, E62, F34

**Key words:** Public debt; economic growth; PSTR model; MENA countries.

---

<sup>1</sup> Maître-Assistante à la Faculté des Sciences Economiques et de Gestion de Sfax, Université de Sfax, Unité de recherche en économie du développement, Tunisie, Email : [Samiaomran80@yahoo.fr](mailto:Samiaomran80@yahoo.fr)

<sup>2</sup> Professeur à la Faculté des Sciences Economiques et de Gestion de Sfax, Université de Sfax, Tunisie, Email : [chakroun\\_mohamed2000@yahoo.fr](mailto:chakroun_mohamed2000@yahoo.fr)

<sup>3</sup> Professeur à la Faculté des Sciences Economiques et de Gestion de Sfax, Université de Sfax, Tunisie, Email : [fouedbadr.gabsi@gmail.com](mailto:fouedbadr.gabsi@gmail.com)

## **Résumé**

*L'objectif de cet article est de prouver l'existence d'effets non linéaires dans la relation entre l'endettement public et la croissance économique à partir d'un modèle à seuil et transition lisse en panel (PSTR), estimé pour un échantillon de quatre pays MENA (Tunisie, Turquie, Maroc et Egypte), sur la période allant de 1970 à 2010. Il est montré que le niveau d'endettement optimal pour ces pays est évalué à 39,5% du PIB. Au-delà de ce seuil, le déficit public pourrait constituer un fardeau pour la croissance économique et une source de volatilité macroéconomique. Ce résultat a des répercussions importantes en termes de conduite de la politique économique. Il remet en cause l'existence d'une relation monotone et linéaire entre l'endettement public et la croissance économique, et réhabilite l'idée que les politiques d'austérité budgétaire ne sont pas forcément incompatibles avec les objectifs d'une croissance durable et équilibrée.*

## **INFORMATIONS SUR L'ARTICLE**

**Historique de l'article** : Soumis le 7 juillet 2015

Reçu en première version révisée le 3 avril 2017

Reçu en deuxième version révisée le 16 avril 2017

Accepté le 23 mai 2017

**Classification JEL** : H63, E62, F34

**Mots-clés** : Dette publique ; croissance économique ; modèle PSTR, MENA.

## 1 - INTRODUCTION

La dernière crise financière internationale qui s'est rapidement transformée en récession mondiale a eu des répercussions dramatiques sur les finances publiques des pays développés. Dans de nombreux pays industrialisés, les trajectoires d'endettement public seraient même devenues insoutenables avec des projections à l'horizon de 2040 (Cecchetti, et Zampolli, 2010).

L'intensification de la crise de la dette souveraine de la Zone euro a suscité un vif débat au niveau académique et au sein des instances publiques quant à l'effet de l'endettement public sur la croissance économique. Dans ces discussions, l'attention s'est progressivement muée d'une simple investigation des effets de causalité entre dette publique et croissance en une recherche plus ambitieuse visant à déterminer le seuil à partir duquel l'endettement public pourrait menacer les grands équilibres macroéconomiques et réduire les chances d'une croissance viable et soutenue. Ainsi, la détection du niveau d'endettement optimal est devenue un thème de recherche privilégié des travaux académiques focalisés sur ce sujet (Caner et al 2010 ; Checherita-Westphal et Rother, 2010 ; Cecchetti et al. 2011 ; Minea et Parent, 2012). La majorité de ces études montrent que la croissance moyenne a tendance à s'essouffler lorsque la dette publique brute dépasse 80% du PIB. Le franchissement de ce seuil n'entraîne pas automatiquement un ralentissement de la croissance, mais si la dette se maintient au-dessus de ce taux, le risque de fléchissement de la croissance tendancielle augmente.

Même si ces travaux s'intéressent essentiellement aux pays développés, il n'en demeure pas moins que dans certains pays en développement, la question de l'endettement public demeure toujours un sujet de préoccupation, largement débattu dans les milieux universitaire, politique et public. Entre protagonistes et antagonistes du recours à l'endettement pour soutenir la croissance et diminuer le chômage, le débat n'est pas encore clos. Mais, dans ces pays, la conviction est unanime : si le déficit public excède un seuil tolérable et devient non maîtrisable, la soutenabilité à long terme des finances publiques est remise en cause, faisant plonger l'économie dans l'instabilité et l'imprévisibilité.

Les pays de la région MENA semblent toutefois échapper à cette logique. A l'opposé des économies avancées qui ont connu des niveaux importants d'endettement, la crise financière internationale et la récession n'ont pas entraîné une augmentation considérable de la dette des pays MENA. On peut même constater que généralement le niveau de dette publique en pourcentage du PIB dans ces pays a significativement baissé par rapport à son niveau élevé durant les années 1990 (Banque mondiale, 2013). En outre, la baisse des prix des biens mondiaux et le renchérissement du dollar par rapport aux grandes monnaies internationales ont concouru à la baisse des indices des prix à la consommation dans les pays de la région MENA.

Cependant, cette baisse a essentiellement concerné les pays exportateurs de pétrole, les pays importateurs de pétrole connaissent pour leur part une dette publique en pourcentage du PIB relativement élevée, ce qui peut vraisemblablement accentuer davantage leurs vulnérabilités économiques. En fait, les économies des pays MENA importateurs de pétrole ont été touchés de plein fouet par la crise financière de 2007, affectant négativement leurs finances publiques. Même dans les pays exportateurs de pétrole, les déficits publics commencent à devenir insupportables après la chute des cours du pétrole et le problème de la soutenabilité de la dette publique dans les pays du Golf va se poser avec plus d'acuité dans les prochaines années en

l'absence de conditions saines d'une croissance durable, créatrice de richesse et génératrice d'emplois.

Cet article s'inscrit dans la lignée des travaux empiriques étudiant les effets non linéaires de l'endettement public sur la croissance économique. Partant de l'hypothèse selon laquelle la relation entre dette publique et croissance économique pourrait dissimiler des non-linéarités, l'objectif de la recherche est ainsi de déterminer le seuil optimal de dette publique dans quatre pays MENA importateurs de pétrole à savoir la Tunisie, le Maroc, l'Égypte et la Turquie, sur la base d'un modèle PSTR estimé à partir de données annuelles pour la période 1970-2010. Le choix restreint de ces quatre pays a été dicté par la disponibilité des données et dans le souci de construire un panel équilibré.

La suite de l'article est organisée de la manière suivante : la deuxième section est consacrée à une revue de la littérature théorique et empirique de la relation entre dette publique et croissance économique. La troisième section présente le modèle PSTR à estimer et la source des données. La quatrième section synthétise les résultats empiriques obtenus et discute de leurs implications en termes de conduite de la politique économique.

## **2 - IMPACT DE LA DETTE PUBLIQUE SUR LA CROISSANCE ECONOMIQUE : REVUE DE LA LITTERATURE THEORIQUE ET EMPIRIQUE**

Au lendemain de la dernière crise financière internationale, on a assisté à un retour en force des idées keynésiennes plaidant en faveur de plans de relance budgétaire, à un moment où les défenseurs des idées classiques continuent toujours de prévenir des effets néfastes d'un tel laxisme sur les grands équilibres macroéconomiques.

Les travaux théoriques établissent généralement un lien négatif entre la dette publique et la croissance économique. Modigliani (1961) est parmi les premiers à avoir souligné que la dette nationale représenterait un fardeau pour les générations futures, qui se traduirait par la baisse des flux de revenus provenant d'un stock plus faible de capitaux privés. Aussi, l'hypothèse de « l'endettement excessif » prédit-elle un effet négatif de la dette sur la croissance économique : au-delà d'un certain seuil, cet excès de dette commencera à exercer des pressions négatives sur la propension des investisseurs à fournir des capitaux. Une exception importante à cet effet négatif a cependant été apportée par les tenants de la « règle d'or » des finances publiques (Mathieu et Sterdyniak, 2003 ; Blanchard et Giavazzi, 2004). Cette proposition qui stipule que le financement des dépenses publiques d'investissement par des déficits peut sembler attrayante dans la mesure où ces dépenses influencent positivement le sentier de croissance potentiel de l'économie. Certaines études récentes ont montré à partir de modèles de croissance endogène que, sous certaines conditions, la dette publique pourrait avoir des incidences positives sur la croissance, notamment si la dette est utilisée pour financer des capitaux publics productifs.

### **2.1. Dette et croissance : Synthèse des travaux théoriques**

Les études théoriques récentes analysant les effets de l'endettement sur la croissance économique se basent généralement sur des modèles de croissance endogène avec dépenses publiques productives. L'effet négatif de l'endettement sur la croissance constitue une conclusion unanime de l'ensemble de ces études. Mais, il est aussi démontré que cette relation n'est pas unique, suggérant l'existence d'un seuil d'endettement public tolérable et compatible avec une croissance équilibrée. Ainsi, les travaux théoriques peuvent être répartis en deux

groupes : les premiers examinent la corrélation négative entre endettement et croissance, tandis que les seconds analysent la relation non linéaire qui peut exister entre la dette et la croissance.

Job et al. (1997) comparent les effets sur la croissance et le bien-être de deux modes de financement des dépenses publiques. A partir d'un modèle à générations imbriquées avec dépenses publiques productives et croissance endogène, les auteurs montrent qu'avec une politique d'équilibre budgétaire, le taux de croissance d'équilibre est toujours plus élevé que celui obtenu avec une politique d'endettement public.

Futagami et al. (2008) présentent un modèle de croissance endogène avec dépenses publiques productives et dette. Ils démontrent qu'un niveau élevé de croissance économique peut être atteint si le gouvernement ne dépasse pas un seuil critique d'endettement public.

Minea et Villieu (2008) mettent en évidence une relation non linéaire entre les déficits budgétaires et la croissance économique. Lorsque la dette publique est faible, l'impact du déficit sur la croissance est positif, car la hausse de la charge de la dette peut être absorbée par une réduction des dépenses publiques de consommation. En revanche, lorsque la dette est élevée, il n'est plus possible d'abaisser les dépenses de consommation publique, et l'ajustement s'opère par les dépenses d'investissement, de sorte que la relation entre déficit et croissance économique devient négative.

Greiner (2011) montre sur la base d'un modèle de croissance endogène sans dépenses publiques productives que la dette publique et la croissance économique sont corrélées négativement. Une dette publique élevée entraîne une baisse du volume de l'épargne net au niveau national et corolairement une hausse des taux d'intérêt. Celle-ci entraîne une chute de l'investissement et un ralentissement de la croissance du stock de capital. La moindre accumulation du capital se traduit par de moindres innovations et par conséquent une baisse de la productivité du travail.

Greiner (2013) précise qu'il n'existe pas un modèle bien spécifié qui pourra générer une relation en U-inversé entre la dette et la croissance. La non-linéarité peut survenir s'il existe un certain seuil à partir duquel la dette devient insoutenable (Atish R. Ghosh et al., 2012).

Greiner (2013, a) démontre qu'il existe une relation non monotone entre la dette et la croissance. Cette relation n'existe que si les déficits publics sont fixés de manière exogène et sont exactement égaux à l'investissement public. L'auteur montre aussi qu'une dette publique et un déficit faibles stimulent la croissance à travers l'investissement public et privé.

Checherita-Westphal et al. (2012) développent un modèle théorique dans lequel la dette publique est émise pour financer l'investissement public durant le cycle économique. Le niveau optimal d'endettement public est déterminé par le ratio du capital public par rapport au capital privé qui maximise la croissance économique. Ils montrent que le niveau de la dette publique qui maximise la croissance est une fonction de l'élasticité de la production au stock de capital.

De leur part, Minea et Villieu (2011) explorent les effets de long terme d'une hausse du ratio de dette publique au PIB sur la croissance économique et le bien-être des ménages, dans un modèle de croissance endogène avec investissement public à la Barro (1990). Dans leur analyse, les auteurs montrent que toute règle budgétaire de financement des dépenses d'investissement public par endettement, y compris la règle d'or des finances publiques,

engendre au mieux un effet neutre sur la croissance économique à long terme. C'est le cas particulièrement si des dépenses publiques improductives (par exemple, salaires ou transferts) peuvent être contractées pour absorber le surplus de charge de la dette générée par la hausse des déficits. Cependant, si ce sont les dépenses productives ou les taxes qui doivent jouer le rôle de variable d'ajustement, la croissance de long terme diminue.

Dans une étude récente, Minea et Villieu (2013) proposent un modèle de croissance endogène dans lequel la qualité de l'environnement affecte l'utilité des ménages. Pour améliorer l'environnement, le gouvernement peut effectuer des investissements de dépollution, qu'il peut financer par taxes et par déficit. Les auteurs dévoilent l'existence d'un ratio (en % du PIB) optimal de dette publique permettant de maximiser la croissance économique à long terme. Ils montrent aussi que ce ratio diffère de la valeur qui maximise le bien-être stationnaire.

Arai et al. (2013) développent un modèle d'équilibre général dynamique à durée de vie infinie pour expliquer la relation inverse entre la dette publique et la croissance économique. Les auteurs ne s'intéressent pas uniquement à l'effet d'éviction mais aussi à l'effet de levier que la dette publique peut exercer sur l'investissement privé. Si le niveau de la dette publique est inférieur à un certain seuil, l'effet de levier domine l'effet d'éviction et l'accumulation de la dette publique améliore la croissance économique. Toutefois, si le ratio de la dette publique excède le seuil optimal, l'augmentation de la dette publique réduit la croissance économique et ainsi, c'est l'effet d'éviction qui domine.

## **2.2. Dette et croissance : Synthèse des travaux empiriques**

Jusqu'à une date récente, les recherches empiriques sur la relation existante entre la dette et la croissance ont été peu nombreuses, mais depuis le début de la crise de 2007 ce sujet suscite une attention croissante. La majorité de ces études arrivent à la conclusion que la dette publique exerce un effet négatif et non linéaire sur la croissance économique. Les études les plus récentes semblent aboutir à un point de retournement de la relation entre dette publique et croissance, situé aux alentours de 90% du PIB.

Reinhart et Rogoff (2010) ont analysé l'évolution de la dette publique et de la croissance économique de 44 pays développés et en développement sur la période 1790-2009. Ils arrivent à la conclusion que pour les pays dont la dette publique ne dépasse pas 90% du PIB réel, le lien entre la dette publique et la croissance économique est faible, mais qu'au-delà de ce seuil, la médiane du taux de croissance diminue de 1% et la croissance moyenne diminue encore.

L'analyse empirique de Reinhart et Rogoff a été vivement critiquée, du moment où leur analyse est essentiellement historique et basée sur l'agrégation des données pour tous les pays, pour ensuite les représenter sous formes de tableau et d'histogrammes. Leur méthode consiste à regrouper en premier lieu les données historiques en quatre catégories selon le ratio de la dette publique par rapport au PIB. En second lieu, les auteurs examinent le taux de croissance moyen médian de tous les pays par année dans chacune des quatre catégories. Ainsi, la méthodologie suivie par Reinhart et Rogoff ne prend pas en considération les déterminants de la croissance et ne développe pas la nature et l'importance des mécanismes par lesquels passe l'incidence négative de l'endettement public sur la croissance.

Kumar et Woo (2010) ont analysé la corrélation entre le taux d'endettement initial et la croissance du revenu par habitant sur les cinq années suivantes dans 38 pays industrialisés et

émergents. Ils arrivent à la conclusion qu'indépendamment de l'approche économétrique appliquée, une forte dette publique réduit effectivement la croissance, en raison notamment de la baisse du stock de capital. Ils estiment qu'une augmentation de 10 points de la dette publique réduit la croissance annuelle de 0.15 point de pourcentage.

Chang et Chiang (2009) étudient un échantillon composé de 15 pays de l'OCDE avec des données annuelles allant de 1990 à 2004. En utilisant un modèle de panel à seuil à transition lisse ou PSTR (Panel Smooth Threshold Regression), les auteurs déduisent deux seuils de la dette publique par rapport au PIB, s'élevant respectivement à 32,3% et 66,25%. L'impact de la dette sur la croissance est positif et significatif dans les trois régimes. L'effet de la dette sur la croissance est très significatif (fort) dans le deuxième régime mais très faible dans le premier et le troisième régime.

Caner et al. (2010) utilisent la méthode des moindres carrés ordinaires pour un échantillon de 101 pays (75 pays développés et 26 pays en développement) durant la période allant de 1980 à 2008, et montrent qu'il existe un effet de seuil dans la relation entre la dette publique et la croissance économique. Les résultats obtenus au niveau de l'échantillon total montrent que jusqu'au seuil de 77%, la relation entre la dette publique et la croissance économique est faible, mais au-delà de cette limite la croissance est affaiblie. Ce seuil est estimé à 64% pour les pays en développement.

Checherita et Rother (2010) analysent l'impact moyen de la dette gouvernementale sur la croissance du PIB par tête dans douze pays de la Zone euro au cours des quatre décennies consécutives à 1970. Les auteurs constatent un impact non linéaire de la dette publique sur la croissance économique des pays européens : cet impact serait clairement négatif lorsque la dette gouvernementale excède 90% du PIB. Les effets néfastes qu'une dette élevée exerce sur la croissance peuvent toutefois se révéler dès qu'elle atteint 70% du PIB.

Chang et Chiang (2011) ont montré dans un échantillon de 21 pays de l'Amérique Latine et du caraïbes l'existence d'une relation non linéaire entre la dette publique et la croissance économique. Les auteurs déduisent l'existence de deux seuils de la dette publique par rapport au PIB, s'élevant respectivement à 32,88% et 55,89%. L'impact de la dette sur la croissance est positif et significatif dans le deuxième régime, alors que l'effet devient négatif dans le premier et le troisième régime.

À partir d'un panel composé de 18 pays de l'OCDE sur la période 1980-2010, Cecchetti et al. (2011) montrent qu'au-delà du seuil de 85%, la dette affecte négativement la croissance. Si la dette totale dépasse ce niveau, elle décourage l'accumulation du capital, l'augmentation de la productivité et la croissance potentielle à long terme. Les auteurs montrent aussi que sans correction drastique, la croissance des engagements explicites et implicites des gouvernements met en péril la croissance économique et la stabilité monétaire dans les pays concernés et, indirectement, la croissance mondiale.

Panizza et Presbitero (2012), sur la base d'un échantillon composé de 18 pays de l'OCDE, rejettent l'hypothèse selon laquelle un endettement élevé entraîne une croissance plus faible. Le lien entre dette et croissance pourrait s'expliquer tout simplement par le fait qu'une faible croissance économique entraîne des niveaux élevés de dette publique. Les auteurs identifient un canal spécifique par lequel les hauts niveaux d'endettement public affectent la croissance : un gouvernement fortement endetté peut adopter des politiques restrictives pour consolider ses

finances, or de telles mesures déprimeront l'activité économique. En outre, la mise en œuvre de mesures d'austérité lors d'une récession accroît les effets déprimants de celle-ci et accroît au final le fardeau de l'endettement public.

Minea et Parent (2012) appliquent le modèle PSTR sur un échantillon de pays développés pour la période 1945-2009. Leurs résultats confortent ceux issus de l'étude de Reinhart et Rogoff (2010). Lorsque le ratio de dette / PIB passe de la tranche 60-90% à plus de 90%, la croissance ralentit. En outre, la relation entre le niveau de dette publique et la croissance semble être bien non-linéaire. Ainsi, l'existence de corrélation négative entre dette et croissance n'est pas toujours évidente. Les auteurs considèrent alors qu'il faut saisir les causalités complexes de l'endettement public, distinguant par exemple entre investissements productifs sur le long terme et dépenses fiscales stériles pour la consommation sur le court terme.

A partir d'une étude menée sur un échantillon de 155 pays développés et en développement, Afonso et Jalles (2013) confirment aussi l'existence d'une relation non linéaire entre la dette et la croissance avec un seuil de 59% de la dette publique. L'augmentation de cette dernière de 10% entraîne la baisse de la croissance économique de 0,2% si la dette en pourcentage du PIB est supérieure à 90% (ou inférieur à 30%).

Egert (2013) confirme l'existence d'une relation non linéaire négative entre la dette et la croissance pour un échantillon de 29 pays de l'OCDE. Ses résultats sont très sensibles à la dimension temporelle et la couverture des pays considérés, la fréquence des données (données annuelles par rapport aux données pluriannuels) et des hypothèses sur le nombre minimum d'observations requises dans chaque régime. Lorsque la non-linéarité est détectée, les effets négatifs non linéaires entrent en action à des niveaux beaucoup plus faibles de la dette publique (entre 20% et 60% du PIB). Ces résultats, obtenus à partir des régressions bivariées sur des séries très longues sont largement confirmés pour une période plus courte (1960-2010) lors de l'utilisation d'un cadre de croissance multivarié qui considère des facteurs traditionnels de la croissance économique à long terme et l'incertitude du modèle.

Baum et al. (2013) ont appliqué pour la première fois la méthode de panel à seuil dynamique pour tester la relation entre la dette et la croissance de 12 pays européens durant la période 1990-2010. Les résultats montrent que l'effet à court terme de la dette sur la croissance est positif, mais diminue et devient proche de zéro lorsque la dette publique atteint le seuil de 67%. Pour une dette publique élevée (supérieure à 90% du PIB), l'impact d'un endettement supplémentaire devient négatif sur la croissance.

Il convient de signaler que dans certains cas, les faits observés ne permettent pas de vérifier cet effet de seuil pour des niveaux de dette équivalents ou supérieurs, de 90 à 100% du PIB. C'est le cas notamment du Japon, dont la dette dépasse les 200% du PIB. Ce seuil critique devrait donc être analysé et défini pays par pays, en tenant compte des caractéristiques domestiques économiques, budgétaires et institutionnelles (Presbitero et Eberhardt, 2015).

### **3 - DETTE PUBLIQUE ET CROISSANCE ECONOMIQUE DANS LES PAYS MENA**

Pour les pays faisant l'objet de notre étude (Tunisie, Turquie, Maroc et Egypte), les résultats en matière de maîtrise de la dette publique sont mitigés. Comme le montre le graphique 1, le niveau de la dette publique du Maroc est tout à fait raisonnable par comparaison avec son rythme de croissance. Le Maroc a également un potentiel de croissance important, compris



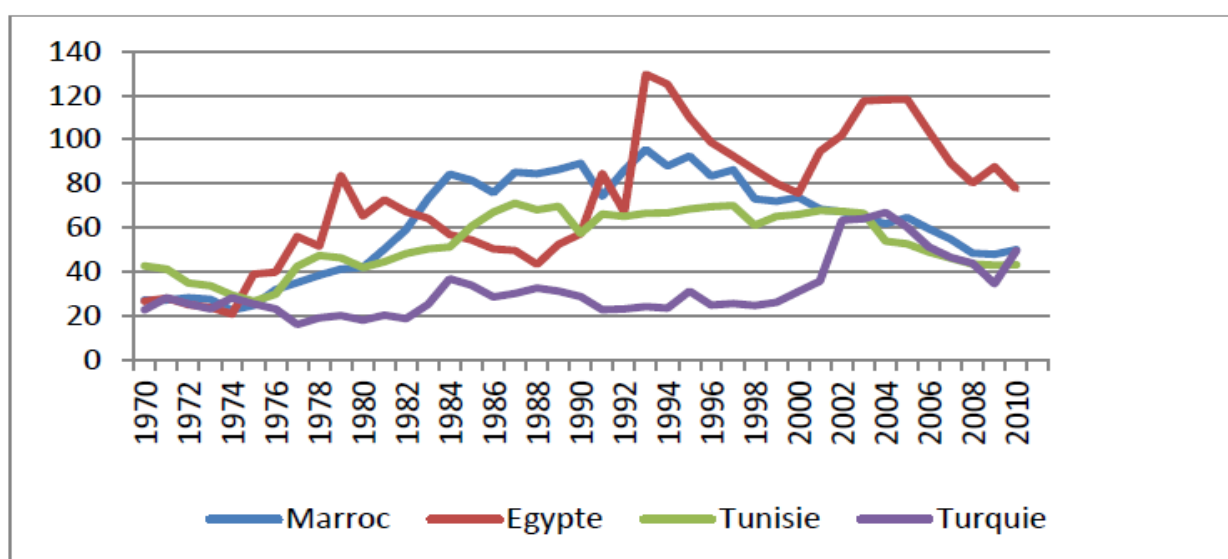
entre 5% et 6% par an. Or, son niveau d'endettement n'est que de 47%-48% du PIB (Boughzala et Cobham, 2011).

En Tunisie, le taux d'endettement public se situe à environ 40% du PIB, un taux qui est en-dessous de la moyenne enregistrée dans les pays MENA. Toutefois, l'activité économique souffre d'une lenteur du rythme de la croissance, du ralentissement des exportations, du recul des recettes touristiques et de la contraction de l'investissement tant intérieur qu'étranger (Abdelhafidh, 2014). La croissance de la dette publique est plus rapide que celle des recettes publiques, voire même plus rapide que celle du PIB (Banque Centrale de Tunisie, 2010).

En Egypte, la dette publique ramenée au PIB se trouve sur une trajectoire en déclin passant de 129,69% en 1993 à 77,61% en 2010, un taux qui reste élevé en comparaison avec les autres pays en développement. Toutefois, contrairement à de nombreuses nations très endettées, la plus grande partie de la dette égyptienne est domestique, la dette extérieure ne représente que 15% du PIB. Par conséquent, la dette a un effet immédiat sur la disponibilité de fonds prêtables pour le secteur privé, évinçant l'investissement privé en particulier les petites et moyennes entreprises qui éprouvent des difficultés à accéder au crédit (Youssef, 2011).

Entre 1970 et 1987, la dette publique turque était de l'ordre de 30% du PIB. En effet, cette période d'économie planifiée a été marquée par une croissance économique soutenue, de l'ordre de 6 % en moyenne. Entre 1988 et 1998, la dette publique a exercé un effet négatif sur l'investissement privé et corolairement sur la croissance. En effet, la plupart des dépenses sont consacrées aux paiements d'intérêts. L'effet « boule de neige » de la dette se traduit par le fait qu'entre 1988 et 2001, l'endettement public intérieur progresse rapidement, en grande partie du fait d'une croissance rapide des intérêts (Raffinot et Gurbuz, 2001). La réduction progressive de l'endettement public depuis 2002 a permis d'entamer un nouveau cycle de croissance, à la fois forte et plus durable que par le passé, dans un contexte de baisse des taux d'intérêt et de l'inflation (Erbil et Salman, 2006).

**Graphique 1 : La dette publique du Maroc, Egypte, Tunisie et Turquie (en % du PIB)**



Source: World Development Indicators (WDI), Banque Mondiale, 2013.

### 3.1. Spécification du modèle à seuil et source des données

#### 3.1.1. Source des données

Les données utilisées pour mener l'étude empirique sont issues du Rapport sur le Développement dans le Monde (Banque Mondiale, 2012) et portent sur la période allant de 1970 à 2010. Les variables utilisées sont la dette publique en pourcentage du PIB, le taux de croissance du PIB réel par tête. En outre, d'autres variables de contrôle ont été retenues comme l'effort d'investissement mesuré par le rapport FBCF<sup>4</sup>/PIB et le taux d'ouverture mesuré par la somme des importations et exportations divisée par le PIB (Ouverture).

#### 3.1.2. Spécification du modèle

La relation entre dette publique et croissance économique dans les pays MENA est estimée à partir de modèle à seuil de transition lisse en panel ou PSTR (Panel Smooth Threshold Regression model) développé par Andres González, Timo Teräsvirta and Dick van Dijk (2005) qui est une extension du modèle PTR (Panel Threshold Regression) proposé initialement par Bruce E. Hansen (1999). Dans ce modèle, le système transite progressivement entre deux régimes extrêmes linéaires et homogènes. Le modèle PSTR à deux régimes est défini par :

$$y_{it} = \mu_i + \beta_0' X_{it} + \beta_1 X_{it} G(q_{it}; \gamma, c) + U_{it} \quad (1)$$

où  $y_{it}$  représente la variable expliquée (dans notre cas, c'est le taux de croissance du PIB),  $\mu_i$  est le vecteur des effets fixes individuels et  $G(q_{it}; \gamma, c)$  désigne la fonction de transition associée à une variable de transition  $q_{it}$ , à un paramètre de seuil  $c$  et un paramètre de lissage  $\gamma$ .  $X_{it} = (X_{it}^1, \dots, X_{it}^k)$  est la matrice des  $k$  variables explicatives (les variables de contrôle) ne contenant pas de variables endogènes retardées,  $\beta = (\beta_1, \dots, \beta_k)$  et où  $U_{it}$  est iid  $(0, \sigma_i^2)$ .  $q_{it}$  est le ratio dette publique sur PIB,  $X_{it}$  est un vecteur contenant  $q_{it}$  ainsi que d'autres variables (la formation brute de capital fixe en % du PIB et le degré d'ouverture).

L'indice  $i = 1 \dots N$  réfère à la dimension individuelle (dans notre cas,  $i$  correspond au quatre pays choisis) et l'indice  $t = 1 \dots T$  à la dimension temporelle.

Théoriquement, un mécanisme de transition lisse entre les régimes peut être modélisé à partir de diverses fonctions de transition du moment qu'elles sont continues et intégrables sur  $[0, 1]$ . González et al. (2005) ont proposé de retenir une fonction de transition logistique d'ordre  $m$  :

$$G(q_{it}; \gamma, c) = \left[ 1 + \exp(-\gamma \prod_{j=1}^m (q_{it} - c_j)) \right]^{-1} \quad (2) \quad \gamma > 0, c_1 < \dots < c_m$$

où  $c = (c_1, \dots, c_m)$  est un vecteur de dimension  $(1, m)$  regroupant les paramètres de seuil.  $\gamma$  représente le paramètre de lissage supposé positif. L'ordre de la fonction de transition a un impact direct sur la dynamique transitoire entre les régimes extrêmes. D'un point de vue empirique, González et al. (2005) indiquent qu'il est habituellement suffisant de considérer  $m=1$  ou  $m = 2$ . Ces valeurs autorisent en général les variations nécessaires des coefficients de

<sup>4</sup>Formation Brute de Capital Fixe.

pentés afin de tenir compte d'une majorité des cas de non-linéarités dus à des changements de régimes.

Le tableau 1 fournit quelques statistiques descriptives des variables retenues dans notre modèle.

**Tableau 1 : Statistiques descriptives**

	DETTE/PIB	PIB INITIAL	FBCF/PIB	OUVERTURE
Mean	62.61242	2.785945	25.48314	58.31216
Median	56.50000	3.088100	25.83000	59.05000
Maximum	136.6000	15.82600	51.10000	141.4600
Minimum	19.00000	-8.025900	6.100000	8.390000
Std. Dev.	29.24868	3.609717	11.02370	27.91691
Skewness	0.710589	-0.203856	0.426239	0.307444
Kurtosis	2.636290	4.411208	2.237555	3.050712
Jarque-Bera	13.71920	13.75557	8.338760	2.426705
Probability	0.001049	0.001030	0.015462	0.297199
Sum	9579.700	426.2496	3898.920	8921.760
Sum Sq. Dev.	130033.7	1980.569	18471.33	118461.8
Observations	153	153	153	153

Source : Calcul de l'auteur

En outre, comme on peut le constater, la corrélation partielle entre les variables est faible par rapport à 0,5 ce qui suppose l'absence de problème de multicolinéarité (Tableau 2).

**Tableau 2 : Matrice de corrélation**

	DETTE/PIB	PIB INITIAL	FBCF/PIB	OUVERTURE
DETTE/PIB	1.000000	-0.026315	-0.161537	0.442390
PIB INITIAL	-0.026315	1.000000	0.161147	0.199548
FBCF/PIB	-0.161537	0.161147	1.000000	0.147329
OUVERTURE	0.442390	0.199548	0.147329	1.000000

Source : Calcul de l'auteur

### 3.2. Test de linéarité

Ce test a pour objectif de prouver si l'effet de seuil est statistiquement significatif et de montrer que la relation liant la variable explicative à la variable expliquée peut être représentée à l'aide d'un modèle à changements de régimes. Il existe deux hypothèses possibles pour représenter l'hypothèse nulle :

$$H_0 : \beta_1 = 0$$

$$H_1 : \beta_1 \neq 0$$

Cette hypothèse peut être testée à l'aide d'une statistique du multiplicateur de Lagrange possédant une distribution habituelle :

$$LM = \frac{TN(SCR_0 - SCR_1)}{SCR_0}$$

où  $SCR_0$  est la somme des carrés des résidus d'un modèle linéaire avec effets individuels et  $SCR_1$  la somme des carrés des résidus d'un modèle non linéaire. Sous l'hypothèse nulle, la statistique LM est distribuée suivant une loi de chi-deux à  $mk$  degré de liberté où  $k$  est le nombre de variables explicatives.

### 3.3. Test de “no remaining linearity”

Cette étape consiste à déterminer le nombre de seuils (ou de régimes) pour décrire la dynamique des données. A cet effet, le test de non linéarité résiduelle (no remaining heterogeneity) permet de tester le nombre de régimes ou de manière équivalente le nombre de fonctions de transition nécessaires pour capter toute l'hétérogénéité et la non-linéarité des données. Plus précisément, dans ce test l'hypothèse nulle d'un modèle PSTR avec une seule fonction de transition  $r = 1$  est confrontée à l'hypothèse alternative d'un modèle PSTR possédant au minimum deux fonctions de transition  $r = 2$ .

Par rapport à un modèle avec transition brutale (PTR), la méthode PSTR permet d'identifier une infinité de régimes, chacun décrivant un effet différent de la dette publique sur la croissance économique, en fonction de  $q_{it}$ . L'effet de l'endettement sur la croissance pour  $q_{it} < c$  est égal à  $\beta_0$  alors qu'il est égal à  $\beta_0 + \beta_1$  si  $q_{it} > c$ .

On retrouve ainsi les deux régimes extrêmes du PTR (c'est à dire entre  $\beta_0$  et  $\beta_0 + \beta_1$ ). Pour toute autre valeur  $q_{it}$  comprise entre ces deux extrêmes, l'impact de la dette sur la croissance est donné par l'expression suivante<sup>5</sup> :

$$\frac{\partial g}{\partial q_{it}} = \beta_0 + \beta_1 g(q_{it}; \gamma, c) + \beta_1 \frac{\gamma \exp[-\gamma \cdot (q_{it} - c)]}{[1 + \exp[-\gamma \cdot (q_{it} - c)]]^2} q_{it} \quad (3)$$

## 4 - RESULTATS

### 4.1. Résultats des tests de linéarité

Les tests LM et LMF proposés par González et al (2005), auxquels Colletaz et Hurlin (2006) ajoutent le test LRT, rejettent l'hypothèse nulle d'absence d'effet non linéaire au seuil de 5% (tableau 3). En l'occurrence, la dette publique a un effet non linéaire sur la croissance économique.

<sup>5</sup>Il convient de signaler que l'équation (3) est dérivée pour le cas où  $m = 1$ .

**Tableau 3 : Tests de linéarité**

H0: Linear Model H1: PSTR model with at least one Threshold Variable (r=1)		
Wald Tests (LM)	W = 16.366	pvalue = 0.00257
Fisher Tests (LMF)	F = 4.32322	pvalue = 0.00241
LRT Tests (LRT)	LRT = 17.24083	pvalue = 0.00174

Source : Calcul de l'auteur

Les tests de linéarité ne constituent qu'une première étape avant de procéder à l'estimation finale du modèle PSTR. La détermination du nombre optimal des fonctions de transition constitue une deuxième étape aussi importante qui permet de déterminer le nombre de régimes décrivant la dynamique de la relation entre endettement public et croissance. Cependant, et par souci de conformité aux enseignements des modèles théoriques exposés plus haut, le nombre maximum de régimes est fixé à deux.

Finalement, les tests de linéarité permettent de détecter un seuil d'endettement public aux alentours de 39,5%. Le paramètre de lissage gamma qui décrit la vitesse de transition entre les deux régimes extrêmes est assez faible et significatif. Ce qui montre que la transition d'un régime à l'autre se réalise de manière souple et progressive.

**Tableau 4 : Estimation des paramètres du modèle PSTR à deux régimes**

	Coefficient	écart-type	T-stat	p-value
GAMMA(1)	0.633	0.104	6.077	0.000
C(1,1)	39.455	0.643	61.379	0.000

Source : Calcul de l'auteur

#### 4.2. Les effets non-linéaires de la dette publique sur la croissance des pays MENA

Le tableau 5 retrace les résultats issus de l'estimation du modèle PSTR. A contrario, la relation entre dette et croissance économique pour les quatre pays MENA considérés dans notre étude est plutôt non-linéaire. De fait, cette relation est d'abord positive, puis au-delà d'un certain seuil d'endettement elle peut se retourner. Le seuil optimal d'endettement public s'établit au niveau de 39,5%. En dessus de ce seuil, une hausse du ratio de la dette rapportée au PIB provoque un fléchissement de la croissance.

Pour tester la robustesse des résultats, un ensemble de variables de contrôle similaires à celles qui sont généralement retenues dans les modèles de croissance a été introduit dans la régression. Les coefficients relatifs à ces variables présentent des signes conformes à la littérature. L'une des particularités du modèle PSTR est que les coefficients  $\beta_0$  et  $\beta_1$  ne peuvent pas être interprétés directement. Une valeur négative associée au coefficient  $\beta_1$  implique tout simplement que l'impact de la variable explicative sur la variable endogène diminue en fonction de la variable seuil. Ainsi, l'impact de l'endettement public sur la croissance économique est donné par :

$$\beta_0 \leq \frac{\partial g}{\partial \det te} \leq \beta_0 + \beta_1 \quad \text{si } \beta_1 > 0$$

$$\beta_0 + \beta_1 \leq \frac{\partial g}{\partial \det te} \leq \beta_0 \quad \text{si } \beta_1 < 0$$

Tableau 5 : Estimation finale du modèle PSTR

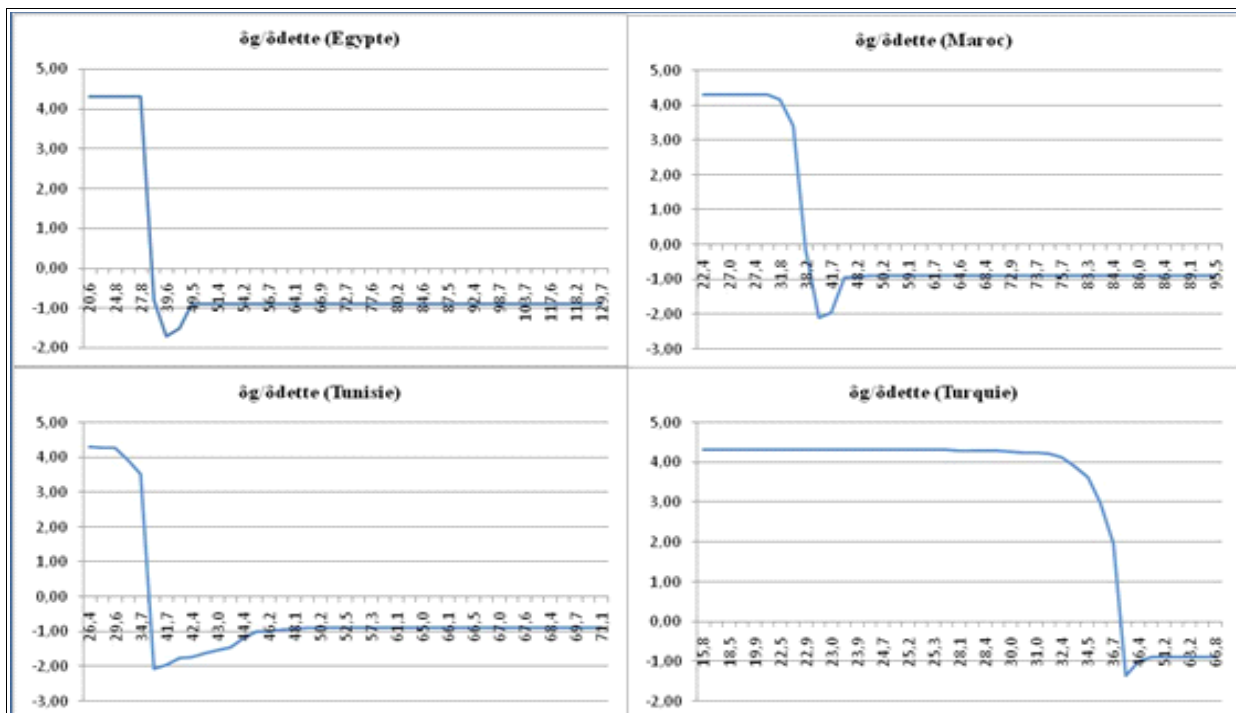
Variables	Régime 1 Dette/PIB ≤ 39,5%			Régime 2 Dette/PIB >39,5%		
	Coefficient	Ecart type	T statistique	Coefficient	Ecart type	T statistique
DETTE/PIB	4.313	1.801	2.395*	-5.197	2.558	-2.031**
Variables de Contrôle						
PIB INITIAL	-6.704	1.494	-4.486*	4.519	1.003	4.503*
FBCF/PIB	9.215	2.272	4.055*	-11.217	-3.496	0.0419
OUVERTURE	-1.583	1.420	-1.114	5.118	2.350	2.178**

Source : Calcul de l'auteur

\*, \*\* et \*\*\* indiquent la significativité des variables aux seuils de 1%, 5% et 10%, respectivement.

Un autre avantage du modèle PSTR est qu'il permet de résoudre les problèmes d'hétérogénéité individuelle et de variabilité temporelle. L'impact de la dette publique sur la croissance pourra ainsi être estimé pour chaque individu et à n'importe quel point sur l'intervalle de temps considéré. Le graphique 2 retrace l'évolution de  $\frac{\partial g}{\partial \det te}$  pour les quatre pays faisant l'objet de cette étude.

Graphique 2 : Endettement public et croissance économique dans les pays MENA : Effets individuels



Source : Calcul de l'auteur

Comme on peut le constater, l'effet seuil dans la relation dette publique / croissance est évident. Pour la Tunisie, le Maroc et l'Égypte, présentant des niveaux d'endettement initiaux élevés comparativement à la Turquie, l'effet de l'endettement sur la croissance commence par être positif, mais dès que le seuil de 39,5% est dépassé, cet effet devient négatif. Cet effet négatif de l'endettement sur la croissance semble être moins prononcé pour la Turquie qui enregistre pendant la période étudiée un taux d'endettement plus faible que le reste de l'échantillon. Au total, nos résultats montrent que le taux d'endettement public compatible avec une croissance soutenue est bien au-dessous des niveaux enregistrés par les quatre pays MENA étudiés durant les dernières années. Même si le taux 39,5% est bien inférieur au seuil de 90% identifié pour la plupart des pays développés, il se trouve que la vulnérabilité économique de ces pays accentue leur risque de non solvabilité future. De plus, l'orientation des fonds empruntés vers des investissements peu productifs pourrait entraîner ces pays dans un cercle vicieux de surendettement qui peut les enclaver dans une trappe de pauvreté.

## **CONCLUSION**

L'objectif de cet article est d'étudier l'impact de l'endettement public sur la croissance économique de quatre pays MENA (l'Égypte, le Maroc, la Tunisie et la Turquie) en utilisant un modèle à seuil et transition lisse en panel. Les estimations permettent de constater que i) la relation entre la dette et la croissance dans ces pays est non-linéaire, validant le propos théorique d'une relation en U-inversé entre ces deux variables ; ii) le seuil d'endettement optimal compatible avec une croissance soutenue dans ces pays est d'environ 40%, un seuil qui est relativement faible par rapport à celui préconisé dans les études réalisées pour les pays développés ; iii) ce résultat est expliqué par les nombreuses fragilités macroéconomiques caractérisant ces économies et par l'affectation des ressources empruntées à des dépenses peu porteuses de croissance et à des investissements faiblement productifs.

Les bouleversements politiques que connaît la région actuellement viennent accentuer davantage les déséquilibres macroéconomiques au sein de ces pays. En Égypte comme en Tunisie, les gouvernements ont dû avoir massivement recours à l'endettement pour répondre aux revendications sociales de leurs populations, alors que le service de la dette passée ne fut pas encore remboursé. L'essentiel de ces emprunts est utilisé pour financer des dépenses de compensation et d'augmentation des salaires et pour créer des emplois dans la fonction publique, ce qui pose avec plus d'acuité le problème de soutenabilité de la dette de ces pays dans le futur (Brender et al., 2013).

Les implications des résultats en termes de conduite de politique économique dans les pays MENA est que les gouvernements peuvent réussir à stimuler la croissance économique en réduisant le poids de leur dette. Ce résultat est important puisqu'il contredit l'idée largement établie que les restrictions budgétaires sont nuisibles à la croissance. Une politique budgétaire restrictive peut aussi avoir des effets expansionnistes et promouvoir la croissance économique. En fait, ce qui devient important dans la conduite de la politique budgétaire n'est plus la nature du choc lui-même, mais plutôt l'intensité et l'amplitude de ce choc. En termes d'endettement extérieur, il devient impératif pour les pouvoirs publics de détecter le seuil d'endettement compatible avec une croissance durable et soutenue. Cet exercice est indispensable pour assurer la soutenabilité de la dette et avoir un accès facile et peu douloureux aux marchés de capitaux.

## REFERENCES

Abdelhafidh, S., (2014), "External Debt and Economic Growth in Tunisia", *Panoeconomicus*, 61(6), 669-689.

António, A., Jalles, J.T., (2013), "Growth and productivity: the role of government debt", *International Review of Economics and Finance*, 25, (C), 384–407.

Real, A., Kunieda, T., Nishida, K., (2013), "Is public debt growth-enhancing or growth-reducing?", Department of Economics and Finance, Working Paper No.2012037, City University of Hong Kong.

Banque Centrale de Tunisie, Rapport annuel, Tunisie, 2010.

Banque Mondiale, World Development Indicators (WDI), Washington, 2013.

Barro, R., (1990), "Government spending in a simple model of endogenous growth", *Journal of Political Economy*, 98(5), part II, S103-S125.

Baum, A., Checherita-Westphal, C., Rother, P., (2012), "Debt and growth: New evidence for the euro area", ECB Working Paper No. 1450, June 2012.

Baum, A., Checherita-Westphal, C., Rother, P., (2013), "Debt and growth: New evidence for the euro area", *Journal of International Money and Finance*, 32, (C), 809–821.

Blanchard, O., Giavazzi, F., (2004), "Improving the SGP through a proper accounting of public investment", CEPR Discussion Paper 4220.

Boughzala, M., Cobha, D., (2011), *Inflation targeting in MENA countries*, Palgrave Macmillan, September 2011.

Brender, A., Gagna, E., Pisani, F., (2012). *La crise des dettes souveraines*, Éditions la découverte, collection Repères, Paris, 2012.

Caner, M., Grennes, T., and Koehler-Geib, F., (2010), "Finding the tipping point when sovereign debt turns bad", Policy Research Working Paper Series 5391, The World Bank.

Cecchetti, S., Mohanty, M.S., Zampolli, F., (2010), "The future of public debt: prospects and implications", Paper presented to Bank of India's International Research Conference, February 12.

Cecchetti, S., Mohanty, M.S., Zampolli, F., (2011), "The real effects of debt", BIS Working Papers No. 352.

Chang, T., Chiang. G., (2009), "The behavior of OECD public debt: a panel smooth transition regression Approach", *The Empirical Economics Letters* 8(1).

Chang, T., Chiang. G., (2011), "Regime-switching effects of debt on real GDP per capita the case of Latin American and Caribbean countries", *Economic Modelling*, 28(6), 2404–2408.



Checherita-Westphal, C., Rother, P., (2010), "The impact of high and growing government debt on economic growth: an empirical investigation for the euro area", ECB Working Paper No. 1237.

Checherita-Westphal, C., Rother, P., (2012), "The impact of high government debt on economic growth and its channels: An empirical investigation for the euro area", *European Economic Review*, 56(7), 1392–1405.

Checherita-Westphal, C., Hughes Hallett, H., Rother, P., (2012), "Fiscal sustainability using growth-maximising debt targets", Working Paper Series 1472, European Central Bank.

Colletaz, G., Hurlin, C., (2006), "Threshold effects in the public capital productivity: an international panel smooth transition approach", Document de Recherche<sup>1</sup>, Laboratoire d'Economie d'Orléans.

Eberhardt, M., Presbitero, A.F., (2015), "Public debt and growth: Heterogeneity and non-linearity", *Journal of international economics*, April, 2015.

Égert, B., (2013), "Public debt, economic growth and nonlinear effects: myth or reality", CESIFO Working Paper Series 4157, CESIFO Group Munich.

Erbil, C., Salman, F., (2006), "Revealing Turkey's public debt burden: A transparent payments approach", *Journal of Policy Modeling*, 28 (5), 825–835.

Futagami, K., Iwaisako, T., Ohdoi, R., (2008), "Debt policy rule, productive government spending, and multiple growth paths", *Macroeconomic Dynamics*, 12(4), 463-479.

González, A., Teräsvirta, T., Dijk, D.V., (2005), "Panel Smooth Transition Regression model", SSE/EFI Working Paper Series in Economics and Finance 604, Stockholm School of Economics.

Greiner, A., (2007), "An endogenous growth model with public capital and sustainable government debt", *Japanese Economic Review*, 58(3), 345–361.

Greiner, A., (2007), "Economic growth, public debt and welfare: Comparing three budgetary rules", *German Economic Review*, 12(2), 205–222.

Greiner, A., (2013), "Sustainable public debt and economic growth under wage rigidity", *Metroeconomica*, 64(2), 272–292

Greiner, A., (2013, a), "Debt and growth: Is there a non-monotonic relation", Working Papers in Economics and Management 04-2012, Bielefeld University.

Hansen, B.E., (1996), "Inference when a nuisance parameter is not identified under the null hypothesis", *Econometrica*, 64(2), 413-430.

Hansen, B.E., (1999), "Threshold effects in non-dynamic panels: estimation, testing, and inference", *Journal of Econometrics*, 93(2), 345-368.

Hansen, B.E., (2000), "Sample splitting and threshold estimation", *Econometrica*, 68(3), 575-603.

IMF, *Worlds Economic Outlook*.

Job, I., Crettez, B., Loupias, C., (1997), « Dette publique et croissance économique ». *Revue économique*, 48(6), 1439-1455.

Kumar, M.S., Woo, J., (2010), "Public debt and growth", IMF Working Paper 10/174.

Mathieu, C., Sterdyniak, H., (2003), « Réformer le pacte de stabilité : l'état du débat », *Revue de l'OFCE*, 84, 145-179.

Minea, A., Parent, A., (2012), "Is High Public Debt Always Harmful to Economic Growth? Reinhart and Rogoff and some complex non linearities", Working Papers 12-08, Association Française de Cliométrie (AFC).

Minea, A., Villieu, P., (2008), « Faut-il financer l'investissement public par emprunt ? Les enseignements d'un modèle de croissance endogène », *Revue économique*, 59 (1), 5-32.

Minea, A., Villieu, P., (2009), « Investissement public et effets non linéaires des déficits budgétaires », *Recherches Economiques de Louvain*, 75, 281-311.

Minea, A., Villieu, P., (2011), « Déficit persistants et croissance endogène », *Revue économique*, Presses de Sciences-Po, 62(6), 1001-1014.

Minea, A., Villieu, P., (2013), « Une règle d'or verte pour les finances publiques », Document de travail, Université de Rennes, Centre de Recherche en Économie et Management, Janvier 2013.

Modigliani, F., (1961), "Long-run implications of alternative fiscal policies and the burden of the national debt", *Economic Journal*, 71(4),730-755.

Panizza, U., Presbitero, A.F., (2012), "Public debt and economic growth: is there a causal Effect", MOFIR. Working Papers n°65.

Raffinot, M., Gurbuz, B., (2001), « Dette publique et investissements privés : Le cas de la Turquie », *Economie Internationale* n°86, 2ème trimestre. CEPII

Reinhart, C., Rogoff, K., (2008), "This time is different: a panoramic view of eight centuries of financial crises", NBER WP 13882, mars.

Reinhart, C., Rogoff, K., (2010), "Growth in a time of debt", *American Economic Review*, 100 (2), 573-578.

Reinhart, C., Rogoff, K., (2011), "A decade of debt", CEPR discussion papers n°8310.

Youssef, H., (2011), « Défis économiques et sociaux pour l'Égypte post-révolutionnaire : quel rôle pour l'Europe ? », European Union Institute for Security Studies, Avril 2011.

## **LA STRUCTURE PAR TERME DES TAUX D'INTERET : UN TEST DE L'HYPOTHESE DES ANTICIPATIONS SUR LE MARCHE INTERBANCAIRE DE LA ZONE UEMOA**

*Hans Patrick Bidias Menik<sup>6</sup> et David Kamdem<sup>7</sup>*

### **Résumé**

*Dans ce papier, nous testons la validité de l'hypothèse des anticipations de la structure par terme des taux d'intérêt sur le marché interbancaire de la Zone UEMOA. Nous utilisons deux approches pour effectuer les tests : la première est basée sur un modèle standard et la seconde sur un modèle orthogonal. Les deux modèles utilisés reposent sur la prime de capitalisation d'une opération d'investissement de « roll over » sur le marché. Les résultats obtenus révèlent l'invalidité de l'hypothèse des anticipations sur ce marché. De plus, la nullité de la prime de risque dans les deux approches nous amène à conclure que le marché interbancaire de l'UEMOA est segmenté au sens de Culbertson (1957), ce qui est l'avis de la BCEAO (2012).*

### **INFORMATIONS SUR L'ARTICLE**

*Historique de l'article : soumis le 1<sup>er</sup> avril 2015.*

*Reçu en première version révisée le 21 mars 2017.*

*Accepté le 12 juin 2017.*

**Classification JEL : E43, G10**

**Mots clés :** *Structure par terme des taux d'intérêt ; Hypothèse des anticipations ; Segmentation de marché.*

---

<sup>6</sup>Ph.D in Finance, Université de Dschang – Cameroun, Faculté des Sciences Economiques et de Gestion. (e-mail : [hanspatrickbidias@gmail.com](mailto:hanspatrickbidias@gmail.com) ; [diasbihansoo@yahoo.fr](mailto:diasbihansoo@yahoo.fr) )

<sup>7</sup>Maître de conférence, Université de Douala – Cameroun, Faculté des Sciences Economiques et de Gestion Appliquée.

## **Abstract**

*In this paper, we tested the validity of the expectations hypothesis of the term structure of interest rates on the WAEMU interbank market. We used two approaches for testing: the first is based on a standard model and the second on an orthogonal model. Both models are based on the yield term premium of a rolling over investment operation. The results show the invalidity of this hypothesis on the WAEMU interbank market. In addition, the nullity of the risk premium in both approaches leads us to conclude that this market is segmented within the meaning of Culbertson (1957). This is also the opinion of BCEAO (2012).*

## **ARTICLE INFORMATIONS**

**Article history:** Submitted April 1, 2015.

Received in first revised form: March 21, 2017.

Accepted June 12, 2017.

**Keywords:** Term structure of interest rates; Expectations hypothesis; Market segmentation.

**Classification JEL:** E43, G10

## 1 - INTRODUCTION

Les taux d'intérêt font partie des variables économiques attentivement surveillées par les observateurs de l'économie (Mishkin, 2010). En effet, leurs variations sont souvent rapportées dans les médias, puisqu'ils affectent directement les décisions des agents économiques et, par conséquent, la santé de l'économie. Ils influencent par exemple les choix des ménages entre consommation et épargne. De même, le choix d'un investisseur entre l'achat d'un immeuble, l'achat d'obligations ou d'un placement financier dans un compte d'épargne, peut être influencé par les taux d'intérêt.

Le processus de formation des taux d'intérêt est un problème en Economie et en Finance, qui préoccupe plusieurs catégories d'agents économiques. Les investisseurs par exemple, pour évaluer la rentabilité des titres de créance qu'ils détiennent, ont besoin de se faire une idée de l'évolution future des taux d'intérêt. En effet, compte tenu de la relation inverse qui existe entre la valeur d'un titre de créance et le taux d'intérêt, une évolution haussière des taux serait susceptible d'entraîner des pertes en capital, tandis qu'une évolution à la baisse pourrait procurer des gains énormes. Pareillement, les dirigeants d'entreprises qui voudraient financer leurs investissements par un emprunt ont besoin de se faire une idée de l'évolution future des taux d'intérêt, afin d'évaluer le coût du capital associé à cet emprunt. L'évolution des taux d'intérêt influencerait donc les décisions d'investissement ainsi que les choix des modes de financement des investissements des entreprises, et même des particuliers. Emprunteurs et prêteurs ont donc tous besoin de comprendre le processus de formation des taux d'intérêt, afin de prendre des décisions optimales.

Depuis plus d'un siècle, plusieurs chercheurs en Economie et en Finance, ont essayé de répondre à la question : quel est le processus de formation des taux d'intérêt ? Parmi les réponses proposées dans la littérature, les débats relatifs à la structure par terme des taux d'intérêt occupent une place de choix. La structure par terme des taux d'intérêt qui se définit comme la relation entre les rendements d'obligations réputées sans risque de défaut et leurs maturités à un instant donné, apparaît comme l'instrument de référence pour évaluer le niveau des taux. Si la structure par terme des taux d'intérêt était une fonction linéaire plate et stable, alors il n'y aurait aucun risque de taux dans la mesure où les taux relatifs à chaque maturité seraient constants dans le temps. Dans la réalité, on constate que la structure par terme des taux d'intérêt n'est pas stable. C'est ainsi qu'on peut avoir une structure ascendante, une structure plate ou une structure descendante dans le temps. Autrement dit, la courbe des taux peut prendre une forme croissante à un instant donné, et une forme décroissante à l'instant suivant. Avec de telles structures, les taux d'intérêt associés à chaque maturité varient dans le temps, ce qui leur confère un caractère incertain. Il apparaît donc important de comprendre ce qui détermine l'allure la courbe des taux à un instant donné.

Dans la littérature, la théorie des anticipations sans biais de Fisher (1896), Lutz (1940) et Meiselman (1962) apparaît comme la première tentative d'explication du processus de formation de la courbe des taux d'intérêt. Selon ces auteurs, la structure par terme des taux d'intérêt serait déterminée par le taux court anticipé. Autrement dit, le taux court anticipé serait un estimateur sans biais du taux au comptant futur. Culbertson (1957) est d'un avis différent. Il soutient que les marchés seraient segmentés selon les différentes maturités. Les taux se formeraient sur chacun de ces segments en fonction des conditions d'offre et de demande prévalant sur le segment. Selon Kessel (1965), une segmentation de marché aussi rigoureuse

que celle défendue par Culbertson (1957) serait une mauvaise interprétation de la réalité économique, c'est-à-dire de l'existence réelle de plusieurs segments sur le marché. Hicks (1939) puis Modigliani et Sutch (1966) ont mis en évidence le rôle de la préférence pour la liquidité dans l'anticipation du taux court. Pour Michaelsen (1965), l'anticipation du taux court et la préférence pour la liquidité joueraient tous les deux un rôle déterminant dans le processus de formation de la structure par terme des taux d'intérêt. Cette idée est celle qui sous-tend en tout cas l'hypothèse des anticipations telle qu'elle est définie de nos jours.

La question de la validité empirique de l'hypothèse des anticipations de la structure par terme des taux d'intérêt est depuis plus de trente ans, une préoccupation de nombreux chercheurs en Economie et en Finance. Selon Jondeau et Ricart (1998), la plupart des tests effectués sur des observations américaines semblent être en défaveur de cette hypothèse, tandis que les résultats sont généralement positifs en Europe et en Asie. Jusqu'à présent, très peu d'études ont été menées sur les marchés africains. Parmi celles-ci, on retrouve les travaux de Ojong et al. (2015) sur le Nigeria et ceux de Boamah (2016) au Ghana qui ont tous invalidé l'hypothèse des anticipations.

Dans cette étude, nous nous interrogeons sur la validité de l'hypothèse des anticipations sans biais sur le marché interbancaire de l'UEMOA. La question ici est de savoir si le taux court anticipé est le déterminant de la structure par terme des taux d'intérêt sur le marché interbancaire de l'UEMOA. L'intérêt pratique d'une telle étude est qu'elle pourrait permettre à la BCEAO de savoir si elle peut se fier aux indications inflationnistes que contiennent les taux courts anticipés sur le marché interbancaire de l'UEMOA dans l'élaboration de sa politique monétaire. De même, les agents économiques au sein de cette union seront fixés sur la possibilité d'évaluer les fluctuations futures des taux d'intérêt à partir de la structure par terme des taux d'intérêt sur le marché interbancaire de l'UEMOA.

Jusqu'à présent à notre connaissance, aucune étude portant sur la validation empirique de l'hypothèse des anticipations sur ce marché n'a encore fait l'objet d'une publication. Ce papier pourrait donc constituer un point de départ pour une analyse plus poussée de la structure par terme des taux d'intérêt sur la BCEAO.

Selon Sargent (1972), l'hypothèse des anticipations est en fait la combinaison de deux hypothèses. La première est celle selon laquelle la structure par terme des taux d'intérêt serait déterminée par l'anticipation du taux court futur (avec ou sans prime de risque). La seconde hypothèse considère que ces anticipations doivent être faites dans un contexte d'efficience de marché. Autrement dit, si les investisseurs anticipent le taux court futur, leurs anticipations doivent être rationnelles. Nous pouvons donc reformuler ces hypothèses de la manière suivante :

H1 : le taux court anticipé est un estimateur sans biais du taux au comptant futur sur le marché interbancaire de l'UEMOA.

H2 : le marché interbancaire de l'UEMOA est efficient sous forme faible.

Dans cette étude, nous nous proposons de tester la validité de l'hypothèse des anticipations sur le marché interbancaire de l'UEMOA. Le marché interbancaire est selon Mishkin (2010) un bon indicateur de l'état du marché monétaire. A cause de leurs maturités qui sont relativement très courtes (moins d'un an), les taux du marché interbancaire sont généralement considérés

comme dépourvus de risque de défaut. De plus, Fama (2013) estime que les taux du marché interbancaire constituent un bon indicateur de l'évolution des taux en général. En pratique, c'est à partir de l'évolution des taux sur le marché interbancaire que les banques centrales fixent le niveau des taux d'intérêt directeurs.

De façon intuitive, les praticiens pensent que le marché interbancaire de l'UEMOA est segmenté. La raison évoquée par la BCEAO (2012) est le fait que les banques éprouvent des difficultés à trouver de la liquidité en dehors des réseaux interbancaires. Autrement dit, pour la BCEAO (2012), le taux court anticipé ne saurait être le déterminant de la structure par terme des taux d'intérêt sur le marché interbancaire de l'UEMOA. Dans cet article, nous voulons vérifier empiriquement ce point de vue de la BCEAO. Pour se faire, la démarche suivie dans la présente étude se décline en deux étapes :

- A partir des tests de cointégration sur les distributions des taux, nous avons vérifié que le marché est efficient conformément à l'hypothèse d'efficience de marché associée d'après Sargent (1972) à celle des anticipations.

- A partir de tests sur le coefficient du modèle classique de capitalisation, nous avons vérifié si le taux court anticipé détermine la structure par terme des taux d'intérêt ; les données utilisées dans cette étude étant celles de la BCEAO.

Nous présentons plus en détail dans la section 4 les différentes étapes de cette démarche méthodologique. Dans la section 2, nous présentons une revue de la littérature sur l'hypothèse des anticipations de la structure par terme des taux d'intérêt. Les données utilisées sont présentées dans la section 3. La section 5, quant à elle, est constituée des résultats et interprétations. La sixième section a été réservée à la conclusion.

## **2 - REVUE DE LITTERATURE**

L'hypothèse selon laquelle le taux long est déterminé par une anticipation des taux courts futurs découle de trois théories dans la littérature. Il s'agit de la théorie des anticipations sans biais de Fisher (1896), Lutz (1940) et Meiselman (1963), de la théorie de la prime de liquidité de Hicks (1939), et de la théorie de l'habitat préféré de Modigliani et Sutch (1966). Ces théories ont pour base l'analyse du comportement des agents économiques opérant sur le marché des titres de créance. Le raisonnement ici est simple : pour constituer un portefeuille obligataire, un investisseur s'intéresse aux rendements qu'il peut en tirer dans l'avenir. Puisque les rendements évoluent en fonction de la valeur future des taux d'intérêt, il doit composer son portefeuille en fonction de l'idée qu'il se fait de l'évolution de ces taux dans l'avenir.

Le marché offre à l'investisseur plusieurs possibilités de placements. Ces options peuvent être résumées de la manière suivante : soit il effectue un placement de court terme, soit il investit dans un titre de long terme. Le choix serait simple si le marché était segmenté de manière stricte au sens de Culbertson (1957), autrement dit si l'on ne considérait que les préférences individuelles. En effet, selon cet auteur, il n'existerait pas de relation entre différentes maturités sur un marché. Le marché serait segmenté, et chaque investisseur aurait une préférence sur le marché. Si l'idée de l'existence de préférences individuelle découlant de la théorie de la segmentation des marchés de Culbertson (1957) est partagée par Hicks (1939) et Sutch (1966), il n'en va pas de même de l'exclusion par Culbertson d'une relation entre taux long et taux court.

L'une des hypothèses de base de la théorie financière stipule en effet que l'investisseur est rationnel et optimisateur. Afin de déterminer la stratégie d'investissement qui lui procurerait un rendement optimal, l'investisseur va anticiper le taux court futur. Il va procéder ensuite à des opérations d'arbitrage entre taux long et taux court, choisissant à chaque fois la stratégie pour laquelle le gain serait optimal. Ce faisant, il contribue par ses anticipations, à la création d'une relation entre les taux de différents segments sur le marché. A l'équilibre, il n'existerait pas d'opportunité d'arbitrage entre taux long et taux court. Les différentes stratégies d'investissement produiraient ainsi un même rendement. C'est cette relation d'équivalence entre les différentes stratégies d'investissement à l'équilibre qui a été appelée dans la littérature, la structure par terme des taux d'intérêt ou encore la courbe des taux. Mathématiquement, on a :

$$\left(1 + R_t^{(n)}\right)^n = \left(1 + R_t^{(1)}\right)\left(1 + R_{t+1}^{(1)}\right)\left(1 + R_{t+2}^{(1)}\right) \dots \left(1 + R_{t+n-1}^{(1)}\right) \quad (2.1)$$

Où  $R_t^{(n)}$  représente le taux long à (n) période, et  $R_{t+i}^{(1)}$  représente le *i*ème taux court anticipé (taux à (1) période), avec  $i = 1, 2, \dots, n - 1$ .

A partir de cette relation de Lutz (1940), on peut poser :

$$\left(1 + R_t^{(n-1)}\right)^{(n-1)} = \left(1 + R_t^{(1)}\right)\left(1 + R_{t+1}^{(1)}\right)\left(1 + R_{t+2}^{(1)}\right) \dots \left(1 + R_{t+n-2}^{(1)}\right) \quad (2.2)$$

En remplaçant (2.2) dans (2.1) on obtient :

$$\left(1 + R_t^{(n)}\right)^n = \left(1 + R_t^{(n-1)}\right)^{(n-1)} \left(1 + R_{t+n-1}^{(1)}\right) \quad (2.3)$$

Posons  $r_{t+n-1} = R_{t+n-1}^{(1)}$  où  $r_{t+n-1}$  représente le taux court qui prévaudra au temps  $t + n - 1$ . On obtient ipso facto la relation suivante :

$$r_{t+n-1} = \frac{\left(1 + R_t^{(n)}\right)^n}{\left(1 + R_t^{(n-1)}\right)^{n-1}} - 1 \quad (2.4)$$

Posons  $F_{nt}$  le taux court futur réalisé en  $t + n - 1$ . Selon la théorie, on a :

$$F_{nt} = r_{t+n-1} \quad (2.5)$$

La relation (2.5) traduit l'idée selon laquelle le taux court anticipé serait un estimateur sans biais du taux au comptant qui prévaudra dans le futur. Autrement dit, le taux court anticipé serait le déterminant de la structure par terme des taux d'intérêt (Michaëlsen ; 1965).



Le rôle du taux court anticipé dans la formation de la courbe des taux a ainsi été mis en évidence dans la théorie des anticipations sans biais de Fisher (1896) et Lutz (1940). Cependant, le rôle des préférences individuelles a été mis en évidence par Hicks (1939) et Modigliani et Sutch (1966).

Hicks (1939) admet le rôle des anticipations du taux court futur dans la formation du taux long. Toutefois, il estime que les prêteurs ont une préférence pour le court terme, et les emprunteurs une préférence pour le long terme. La conséquence ici est que pour accepter de prêter à long terme, les emprunteurs devront offrir aux prêteurs une prime dite de liquidité.

Ainsi, si on pose  $L_i$  la prime de liquidité à la période  $i+1$ , à l'équilibre, on aura la relation suivante :

$$(1 + R_t^{(n)})^n = (1 + r_t)(1 + r_{t+1} + L_1)(1 + r_{t+2} + L_2) \dots (1 + r_{t+n-1} + L_{n-1}) \quad (2.6)$$

Où  $r_{t+n-1}$  représente le taux spot pour la période  $n$ , on obtient le taux court anticipé suivant :

$$F_{nt} = \frac{(1 + R_t^{(n)})^n}{(1 + R_t^{(n-1)})^{n-1}} - 1 = r_{t+n-1} + L_{n-1} \quad (2.7)$$

Modigliani et Sutch (1966) quant à eux ont montré que la prime de risque ou de liquidité n'est pas une fonction monotone croissante comme le prétend Hicks (1939). Ils admettent cependant avec Hicks que le taux court anticipé et la prime de risque sont les deux facteurs déterminant l'allure de la courbe des taux à un instant donné. C'est cette idée qui sous-tend l'hypothèse des anticipations telle qu'elle est définie de nos jours.

Selon Sargent (1972), l'hypothèse des anticipations est en fait la combinaison de deux hypothèses. La première est celle selon laquelle la structure par terme des taux d'intérêt serait déterminée par l'anticipation du taux court futur (avec ou sans prime de risque). La seconde hypothèse considère que ces anticipations doivent être faites dans un contexte d'efficience de marché. Autrement dit, si les investisseurs anticipent le taux court futur, leurs anticipations doivent être rationnelles.

L'introduction de l'hypothèse supplémentaire d'efficience de marché dans la validation empirique de l'hypothèse des anticipations a permis de résoudre un problème majeur, celui de la formation des anticipations. En effet, selon Macaulay (1938), la détermination du taux court anticipé à partir du taux long actuel selon la relation (2.4) produit de mauvais résultats au point où, il serait tout à fait normal de se poser des questions sur la validité même de l'hypothèse des anticipations.

En fait, le concept d'efficience de marché est associé dans la littérature empirique aux anticipations rationnelles, plus précisément au modèle de martingale. C'est à Muth (1961) que l'on doit l'introduction dans la littérature du concept de rationalité des anticipations. Selon cet auteur, les anticipations devraient être formées en prenant en compte l'ensemble des informations disponibles sur le marché, d'autant plus qu'on sait que le système économique en général « ne gaspille pas l'information » à cause de la rareté dont elle fait l'objet (Muth, 1961).

Muth explique ainsi comment se formeraient les anticipations des agents économiques. Au terme de ses travaux, il arrive à la conclusion selon laquelle la moyenne des anticipations est plus adaptée que les anticipations faites simplement qu'il qualifie de naïves.

C'est l'application de ce principe aux prévisions des taux futurs qui a permis de définir l'hypothèse des anticipations telle qu'elle est définie dans la littérature de nos jours. Les tests peuvent ainsi être effectués à partir des données ex post, puisque les investisseurs sont censés avoir des anticipations rationnelles. L'introduction de cette hypothèse supplémentaire rend cependant incorrecte l'hypothèse des anticipations sur le plan mathématique.

En effet, Cox, Ingersoll et Ross (1981) ont démontré que l'hypothèse de départ selon laquelle le prix d'un titre de créance est une variable aléatoire n'est plus vérifiée si les anticipations effectuées sont rationnelles. En effet, l'inégalité de Jensen selon laquelle  $f(E[x]) \leq E[f(x)]$  n'est plus vérifiée si le prix varie. Si l'on note  $\tilde{P}(t+1, m-1)$  le prix d'une obligation de valeur faciale unitaire anticipé au temps  $t+1$  et de maturité  $m-1$ , on a l'égalité de Cox, Ingersoll et Ross (1981) suivante<sup>8</sup> :

$$E_t \left[ \frac{1}{\tilde{P}(t+1, 1)} \right] = \frac{1}{E_t [\tilde{P}(t+1, 1)]} \quad (2.8)$$

Ce qui ne peut être vrai si  $\tilde{P}(t+1, m-1)$  est une variable aléatoire.

Par ailleurs, Cox, Ingersoll et Ross (1981) ont identifié à partir de la littérature quatre variantes de l'hypothèse des anticipations. On a : l'hypothèse locale des anticipations, l'hypothèse des anticipations en rendement de détention, l'hypothèse des anticipations à taux de rendement interne, et l'hypothèse des anticipations non biaisées. L'inégalité de Jensen exclut mutuellement les quatre propositions qui sont incompatibles deux à deux. De plus, seule l'hypothèse locale des anticipations permet d'aboutir à un équilibre de non-arbitrage. Les trois autres versions ne permettent pas d'atteindre un équilibre de non-arbitrage dans un cadre d'anticipations rationnelles. En effet, elles admettent toutes des primes de terme<sup>9</sup> positives, ce qui ne peut être possible à l'équilibre. Selon Campbell (1986), la différence observée par Cox, Ingersoll et Ross (1981) entre ces formes de l'hypothèse des anticipations est due à une faible volatilité ou à un effet de convexité. Il argumente que ces effets ne sont pas empiriquement significatifs et ne devraient pas être pris en considération dans la validation empirique de l'hypothèse des anticipations.

Depuis plus de trente ans, la validation empirique de l'hypothèse des anticipations est un sujet qui suscite un intérêt grandissant en Economie et en Finance. Les nombreux tests effectués aux Etats-Unis, en Europe et en Asie ont permis de positionner les marchés de ces continents quant à la validité de cette hypothèse. Selon Jondeau et Ricart (1998), les tests effectués sur des observations américaines semblent être de façon générale en défaveur de cette hypothèse, tandis que les résultats sont généralement positifs en Europe et en Asie.

<sup>8</sup>Pour une démonstration complète, lire Cox, Ingersoll et Ross (1981).

<sup>9</sup>Prime de terme : il s'agit des gains de spéculation ou gains d'arbitrage.

Le volume de la littérature quant à la validation empirique de l'hypothèse des anticipations est tellement élevé qu'il serait prétentieux de notre part d'en faire un inventaire. Après plus d'un siècle de recherche sur le domaine de la structure par terme des taux d'intérêt, il est normal d'avoir de nos jours une pléthore d'outils permettant de tester la validité de l'hypothèse des anticipations.

En effet, il existe dans la littérature empirique, de nombreuses méthodes permettant de tester l'hypothèse des anticipations. Chacune d'elles permet d'étudier un aspect de l'hypothèse des anticipations. Il y a cependant un élément majeur que l'on retrouve de façon générale dans les tests effectués dans la littérature. Il s'agit de la définition de la prime de risque (prime à terme). Selon Shiller (1990), on peut distinguer trois primes indépendantes du temps.

La prime de terme  $\varphi_t^f(k, m)$  qui est la différence entre le rendement d'un placement à terme en  $t$  pour la date  $t + n - m$  en un titre de maturité  $n$  et le rendement anticipé en  $t$  d'un investissement en  $t + n - m$  en un titre de maturité  $m$  :

$$\varphi_t^f(k, m) = f_t(k, k + m) - E_t r_{t+k}^{(m)}, \quad \text{avec} \quad 0 < m < n \quad (2.9)$$

Où  $\varphi_t^f(k, m)$  ( $k, m$ ) représente la prime de terme,  $E_t$  est l'espérance conditionnelle à l'information disponible à la date  $t$  et  $E_t r_{t+k}^{(m)}$  est l'espérance conditionnelle à l'information disponible du rendement en  $t + k$  d'un bon zéro-coupon de maturité à la date  $t$ . Le taux à terme  $f_t(k, k + m)$  est le rendement sur le marché des « forward contract <sup>10</sup>» lié à la détention d'un bon zéro-coupon de maturité  $m$  entre  $t + n - m$  et  $t + n$ .

La prime de portage  $\varphi_t^h$  qui représente la différence entre le rendement anticipé en  $t$  d'un bon de maturité  $n$ , acheté en  $t$  et revendu en  $t + m$ , et le rendement d'un investissement au comptant en  $t$  en un titre de maturité  $m$  est donnée par la relation suivante :

$$\varphi_t^h(n, m) = \frac{1}{m} [nR_t^{(n)} - (n - m)E_t r_{t+m}^{(n-m)}] - r_t^{(m)} \quad \text{avec} \quad 0 < m < n \quad (2.10)$$

Où  $R_t^{(n)}$  est le rendement en  $t$  d'un bon zéro-coupon de maturité  $n$  revendu en  $t + m$  ;  $E_t r_{t+m}^{(n-m)}$  est le rendement anticipé d'un titre de maturité  $(n - m)$  qui sera acheté en  $t + m$  et conservé jusqu'à échéance ;  $E_t r_{t+m}^{(n-m)}$  est le rendement en  $t$  d'un bon zéro-coupon de maturité  $m$ .

Enfin, nous avons la prime de capitalisation  $\varphi_k^{(m, n)}$  qui représente la différence entre le rendement d'un investissement au comptant en  $t$  en un bon de maturité  $n$  et le rendement d'une opération de « roll over<sup>11</sup> » en titres de maturité  $m$  :

<sup>10</sup>Contrat à terme ferme sur le marché de gré à gré.

<sup>11</sup>Il s'agit d'un investissement renouvelé fois en bons zéro-coupon de maturité.

$$\varphi_t^y(n, m) = R_t^{(n)} - \frac{1}{k} \sum_{s=0}^{k-1} E_t r_{t+sm}^{(m)}, \quad \text{avec} \quad k = \frac{n}{m} \in \mathbb{N} \quad (2.11)$$

Où  $E_t r_{t+sm}^{(m)}$  est le rendement en  $(t, t+m, t+2m, \dots, t+sm)$  anticipé en  $t$  d'un titre de maturité  $m$ .

D'après Campbell (1986), si l'hypothèse des anticipations est valide, toutes ces primes doivent être constantes ou nulles (dans le cas de l'hypothèse des anticipations sans biais). A partir de ces primes plusieurs tests peuvent être menés. Une première catégorie de test regroupe ce que l'on a appelé dans la littérature les tests classiques. A partir des primes définis ci-dessus, si on soustrait  $r_t^{(m)}$  de part et d'autre des égalités ci-dessus, on obtient les modèles suivants :

$$E_t r_{t+k}^{(m)} - r_t^{(m)} = \alpha + \beta \left( f_t(k, k+m) - r_t^{(m)} \right) + \varepsilon_{t+k+m} \quad (2.12)$$

$$E_t R_{t+m}^{(n-m)} - R_t^{(n)} = \alpha + \beta \frac{m}{n-m} \left( R_t^{(n)} - r_t^{(m)} \right) + \varepsilon_{t+n} \quad (2.13)$$

$$\frac{1}{k} \sum_{s=0}^{k-1} \left( E_t r_{t+sm}^{(m)} - r_t^{(m)} \right) = \alpha + \beta \left( R_t^{(n)} - r_t^{(m)} \right) + \varepsilon_{t+n} \quad (2.14)$$

Où  $\varepsilon_{t+k+m}$  et  $\varepsilon_{t+n}$  sont les termes d'erreurs des modèles  $y$  associés. Tous ces tests s'effectuent avec comme hypothèses nulles  $\alpha = 0$ , ce qui signifie que la valeur de la prime est nulle ; et  $\beta = 1$  qui traduit la validité de l'hypothèse des anticipations sur le marché sur lequel l'hypothèse a été testée. Lorsque ces deux hypothèses nulles sont vérifiées, on est en présence de la forme la plus pure de l'hypothèse des anticipations, c'est-à-dire les anticipations non biaisées. Dans ce papier, nous testons l'hypothèse des anticipations à partir du modèle (2.14).

Toutefois, la non-stationnarité (le cas échéant) des variables rend inutile la régression linéaire par les MCO. Dans la littérature, les auteurs utilisent des méthodes telles que la cointégration, les modèles à correction d'erreur (MCE), et l'analyse VAR.

Hall, Anderson et Granger (1992) par exemple ont utilisé la cointégration et le MCE, sur des taux mensuels de douze séries de T-bill aux Etats-Unis, sur la période de mars 1970 à décembre 1988. L'analyse révèle une évidence en faveur de l'hypothèse des anticipations. Hardouvelis (1994) utilise les MCO et l'analyse VAR sur les données mensuelles des pays du G7. Il trouve une évidence en faveur de l'hypothèse des anticipations, excepté pour les Etats unis. Gonzalo et Granger (1995), Holmes et Pentecost (1997) et Koukouritakis et Michelis (2005) ont utilisé la cointégration et le trend. Jondeau et Ricart (1998) ont utilisé quant à eux les MCE.

En Afrique, Ojong et al. (2015) ont utilisé l'analyse VAR et le Ratio des Variances sur les bons du trésor et des bons d'entreprise au Nigéria. Boamah (2016) de son côté a utilisé la régression linéaire simple sur les bons du Trésor du Ghana. Ils aboutissent tous à un rejet de l'hypothèse classique des anticipations.

Les modèles classiques ont été remis en question dans la littérature. En effet, Bekaert, Hodrick et Marshall (1997) ont utilisé la simulation de Monté Carlo pour explorer les propriétés de petits échantillons de certains tests classiques de l'hypothèse des anticipations. Ils ont démontré de manière convaincante, qu'il pouvait y avoir des biais importants dans plusieurs estimateurs utilisés pour tester la validité de l'hypothèse des anticipations, et que la distribution de petits échantillons de ces estimateurs peut significativement être différente de leurs distributions asymptotiques. De plus, le fait que ces estimateurs aient comme variable dépendante une variation de taux, et comme variable indépendante une pente, ferait en sorte que les propriétés des petits échantillons de ce type de spécification soient particulièrement pauvres [Longstaff (2000)].

A côté des formulations classiques des tests de l'hypothèse des anticipations, on a les modèles orthogonaux qui prennent en compte les propriétés d'échantillon finis. Ces tests ont pour base la relation orthogonale qui existe entre le *spread* défini par les différentes primes et les taux réalisés. Autrement dit, la valeur de la prime observée au temps  $t$  devrait être imprévisible, puisqu'elle est nulle ou constante sous l'hypothèse des anticipations. Si cette hypothèse est valide, la régression de la prime sur une variable de valeur connue au temps  $t$  devrait avoir une pente nulle. Les équations (2.9) à (2.11) deviennent ainsi :

$$f_t(k, k + m) - r_{t+k}^{(m)} = \alpha'_1 + \beta'_1 x_t + u_{t+k+m} \quad (2.15)$$

$$\frac{1}{m} [nR_t^{(n)} - (n - m)r_{t+m}^{(n-m)}] - y_{mt} = \alpha'_2 + \beta'_2 x_t + u_{t+n} \quad (2.16)$$

$$R_t^{(n)} - \frac{1}{k} \sum_{s=0}^{k-1} r_{t+sm}^{(m)} = \alpha'_3 + \beta'_3 x_t + u_{t+n} \quad (2.17)$$

Où  $u_{t+k+m}$  et  $u_{t+n}$  sont les termes d'erreur des modèles y associés. Dans chacune de ces équations, la variable  $x$  représente l'une des variables connues au temps  $t$  (taux long, taux court),  $\alpha'$  mesure la valeur de la prime, et  $\beta$  la valeur de la pente. Si  $\beta \neq 0$ , l'hypothèse des anticipations est rejetée. Ces formulations semblent plus appropriées d'après les auteurs, pour l'étude des propriétés d'échantillon fini par des simulations de types Bootstrapping ou par des simulations de type Monte Carlo.

Bataa et al. (2006) appliquent la simulation par Boodstrapping ainsi que la méthode VAR aux Etas unis. Ils aboutissent à un rejet de l'hypothèse des anticipations.

Bekaert, Hodrick et Marshall (1997) appliquent la simulation de Monte Carlo aux taux des États-Unis et ceux du royaume uni et rejettent l'hypothèse des anticipations.

Don Brédin (2001) applique également la même méthode sur les taux du marché monétaire en Irlande, et trouve une évidence en faveur de cette hypothèse. Pour cet auteur, les nombreux rejets empiriques de l'hypothèse des anticipations résulteraient d'une insuffisance économétrique suite à la non-application des propriétés des échantillons finis.

Dans cette étude, deux méthodes sont utilisées : l'une à partir d'un modèle classique, et l'autre en utilisant un modèle orthogonal. Les deux modèles sont basés sur la prime de capitalisation d'une opération de « roll over ». Dans le premier cas, les MCO (ou MCG) ont été utilisés, et dans le second une simulation de Monté Carlo. L'hypothèse des anticipations a été ainsi testée sur le marché interbancaire de l'UEMOA qui serait segmenté au sens de Culbertson (1957) selon la BCEAO (2012).

### 3 - SITUATION CONTEXTUELLE

L'un des objectifs principaux de la BCEAO en tant qu'autorité monétaire de l'UEMOA est la stabilité des prix. Afin d'y parvenir, la BCEAO dans son dispositif de gestion de la monnaie et du crédit, s'appuie sur des mécanismes de marché et sur les taux d'intérêt et les réserves obligatoires comme instruments de régulation de la liquidité. Au travers de la politique des taux d'intérêt qu'elle met en œuvre dans le cadre de ses guichets de refinancement, la BCEAO vise ainsi le pilotage des taux de courts termes sur le marché monétaire. Dans cette perspective, le dispositif de réserves obligatoires n'est utilisé que comme un instrument de renforcement de l'efficacité de la politique des taux d'intérêt.

L'un des facteurs qui influent sur les décisions relatives à la politique des taux d'intérêt de la BCEAO repose sur les projections du niveau général des prix. D'après son « *rapport sur la politique monétaire dans l'UEMOA* » de décembre 2016, les projections de la BCEAO « *s'appuient sur les perspectives d'évolution de l'environnement international et de la conjoncture économique interne* ». Elles prennent ainsi en considération les prévisions d'inflation dans la Zone euro, les cours internationaux des produits alimentaires et du pétrole, le taux de change euro/dollar et les perspectives d'évolution de la production vivrière interne.

Dans cette logique, les indications que donne la courbe des taux sur les prévisions inflationnistes du marché interbancaire de l'UEMOA ne sont pas prises en considération. Pourtant théoriquement, « *les courbes des taux donnent des indications importantes sur les anticipations inflationnistes du marché à diverses échéances et renforcent ainsi le mécanisme de transmission de la politique monétaire* » (OCDE, 2008).

Dans son « *rapport sur la politique monétaire dans l'UEMOA* » de décembre 2012, la BCEAO affirme que le marché interbancaire de l'UEMOA est segmenté. Cette segmentation aurait pour effet d'affaiblir le mécanisme de transmission de la politique monétaire. Autrement dit, il serait inutile pour la BCEAO dans un tel contexte de compter sur une relation hypothétique entre les taux de courts termes et ceux de longs termes pour renforcer le mécanisme de transmission de la politique monétaire.

En effet, la BCEAO considère que c'est la segmentation du marché interbancaire de l'UEMOA qui explique le niveau relativement élevé du taux interbancaire à une semaine durant le deuxième et le troisième trimestre 2012 par rapport au taux d'intérêt applicable aux ressources fournies sur le guichet de prêt marginal par la BCEAO, ceci malgré une baisse de 25 points de base des taux directeurs en juin 2012.

De même, dans un contexte de segmentation totale du marché interbancaire de l'UEMOA (segmentation de type Culbertson), il serait difficile pour la BCEAO de se fier aux indications inflationnistes que contiennent les taux courts anticipés par le marché dans l'élaboration de la politique de taux d'intérêt dans la Zone UEMOA. En effet, si le taux court anticipé n'est pas le déterminant de la structure par terme des taux d'intérêt, il ne serait d'aucune utilité pour la prédiction tout comme pour la transmission de la politique monétaire.

#### 4 - METHODOLOGIE

Dans cette étude, nous utilisons des taux de maturité inférieure à trois mois. Longstaff (2000) a démontré que pour des maturités aussi courtes, la différence entre les formes distinctes de l'hypothèse des anticipations est virtuellement nulle. En conséquence, nous ne traiterons pas de la différence entre les versions de l'hypothèse des anticipations dans ce papier.

La démarche que suivie dans cette étude est la suivante. A partir d'un test de cointégration sur les distributions des taux, nous avons vérifié l'hypothèse d'efficience de marché associée selon Sargent (1972) à celle des anticipations. En effet, selon Granger (1986), les prix de deux marchés efficients ne peuvent pas être cointégrés.

A partir des paramètres estimés par les MCO ou les MCG, nous avons vérifié si le taux court anticipé détermine la structure par terme des taux d'intérêt selon le modèle classique de Shiller (1990) basé sur la prime de capitalisation. C'est en effet le modèle le plus utilisé dans la littérature empirique. Comme nous l'avons mentionné supra dans l'équation (2.14), il s'écrit comme suit :

$$\frac{1}{k} \sum_{s=0}^{k-1} (E r_{t+sm}^{(m)} - r_t^{(m)}) = \alpha + \beta (R_t^{(n)} - r_t^{(m)}) + \varepsilon_{t+n}$$

Dans cette équation, la variable à expliquer est  $\frac{1}{k} \sum_{s=0}^{k-1} (E r_{t+sm}^{(m)} - r_t^{(m)})$ . Elle représente la variation moyenne du taux court anticipé.

-  $r_t^{(m)}$  ici est le taux court courant au début de la période  $n$ . Il est directement observé dans la série correspondant à la maturité  $m$ .

-  $E r_{t+sm}^{(m)}$  représente le taux court anticipé pour la période future  $sm$  si les anticipations sont rationnelles. Etant donné que nous travaillons avec des données ex post, les anticipations sont rationnelles si elles sont égales à la moyenne arithmétique des réalisations. Dès lors,

$$E r_{t+sm}^{(m)} = \frac{1}{s+1} \sum_0^s r_{t+sm}^{(m)} \quad (3.1)$$



Où  $r_{t+sm}^{(m)}$  représente les taux courts réalisés à l'instant  $t + sm$  ;  $k$  représente le nombre de période de l'opération de « *rolling over* », avec  $k = \frac{n}{m}$ . Dans cette étude,  $m = 1$  et  $n = 2$ . On a  $k = 2$ .

La variable explicative de ce modèle  $(R_t^{(n)} - r_t^{(m)})$  représente la pente de la structure par terme des taux d'intérêt. Elle est également appelée « *spread* » dans la littérature. Elle indique la relation qui existe entre les taux longs et les taux courts. Dans cette relation,  $R_t^{(n)}$  et  $r_t^{(m)}$  sont directement observées dans les séries présentées infra. Le terme  $\varepsilon_{t+n}$  représente le terme d'erreur du modèle.

Le choix de l'estimateur du modèle standard a été effectué en fonction des résultats des tests préliminaires de stationnarité (sur les variables), de normalité, d'hétéroschélasticité et d'autocorrélation des résidus. Les tests préliminaires effectués nous ont permis de constater que :

- Les variables de chaque modèle sont stationnaires à niveau à un seuil de 5% par le test de stationnarité de DFA<sup>12</sup> (tableau 6), excepté pour le modèle 1semaine / 2 semaines pour lequel les variables sont stationnaires à niveau à 10%.
- Les résidus de chaque modèle sont anormalement distribués à un seuil de 5% par le test de Shapiro et Wilk (1965).
- Les résidus du modèle mensuel (1mois/3mois) et du modèle hebdomadaire (1semaine/2semaines) sont hétéroschédastiques à 5%, tandis que les résidus du modèle 2semaines / 1Mois est homoschédastique à ce même seuil. Le test de Breusch Pagan a été effectué à cet effet.
- Les résidus du modèle mensuel ne sont pas autocorrélés, tandis qu'il y a une corrélation sérielle entre les résidus des modèles hebdomadaires, ceci à un seuil de 5% par le test de portmentaux de Box et Pierce.

Ces tests préliminaires nous ont permis de déterminer l'estimateur approprié pour chaque modèle.

- Pour le modèle mensuel, nous avons utilisé les MCO avec une correction du problème d'hétéroschélasticité par l'utilisation de l'erreur standard robuste de Hansen (1982).
- Pour les modèles hebdomadaires, nous avons utilisé l'estimateur des MCG afin de corriger les problèmes d'hétéroschélasticité et d'autocorrélation des résidus observés.

Nous avons également utilisé un modèle orthogonal basé sur la prime de capitalisation afin de comparer les résultats du modèle orthogonal à celui du modèle standard. Pour ce faire, nous avons effectué une simulation de Monté Carlo. La méthode de Monté Carlo est en effet l'une des méthodes qui permet d'étudier les propriétés des échantillons finis lorsque les propriétés iid (*independent identically distributed*) du terme d'erreur sont violées.

---

<sup>12</sup>Dikey Fuller Augmenté



Effectuer une simulation de Monté Carlo consiste globalement à estimer un paramètre ou une probabilité à partir d'un grand nombre d'observations. Il s'agit en fait de simuler un grand nombre de variables aléatoires indépendantes et identiquement distribuées  $(Y_n)_{n=1}^N$ , de loi identique à celle de  $Y$ . La moyenne arithmétique des valeurs prises  $N^{-1} \sum_{n=1}^N Y_n$  indiquera une approximation de l'espérance mathématique  $E(Y)$  de la variable  $Y$ , la convergence étant assurée ici par la loi des grands nombres. Autrement dit, il suffit d'observer la moyenne des valeurs prises un grand nombre de fois par une variable aléatoire pour avoir une idée de son espérance mathématique.

Une expérience de Monté Carlo peut ainsi être menée pour n'importe quelle grandeur statistique. Dans le cadre de cette étude, nous nous intéressons aux coefficients de la régression linéaire du modèle orthogonal, ainsi qu'à la P-value associée à la valeur de ce coefficient. Du fait que le coefficient estimé dans une régression linéaire est lui-même une variable aléatoire qui a sa propre variance, il est important dans une expérience de Monté Carlo de connaître la variance de l'estimateur, ou mieux, de fournir un intervalle de confiance. Ceci permet d'avoir une idée de la précision du résultat obtenu. L'application du théorème centrale limite permet d'obtenir un intervalle de confiance contenant la vraie valeur recherchée.

Afin de mener à bien l'expérience de Monté Carlo, nous avons déterminé la valeur de  $\beta'$  et de  $\sigma_u$  à partir du processus de génération des données (2.17) présenté supra, et dont l'équation est la suivante :

$$R_t^{(n)} - \frac{1}{k} \sum_{s=0}^{k-1} r_{t+sm}^{(m)} = \alpha'_3 + \beta'_3 x_t + u_{t+n}$$

Si nous posons  $Y = R_t^{(n)} - \frac{1}{k} \sum_{s=0}^{k-1} r_{t+sm}^{(m)}$ , l'équation (2.17) devient :

$$Y = \alpha'_3 + \beta'_3 x_t + u_{t+n} \tag{3.2}$$

La variable  $x$  ici est le taux long relatif à chaque modèle. Elle a été générée dans l'expérience de Monté Carlo de façon aléatoire à partir de l'intervalle du taux long observé pour chaque modèle.  $Y$  a été déterminée selon le processus de génération de l'équation après avoir calculé les paramètres réels à partir des séries observées. La détermination de la valeur de ces paramètres a été effectuée à partir des séries différenciées, étant donné la non-stationnarité et l'absence de cointégration des variables du modèle<sup>13</sup>.

## 5 - LES DONNEES

La structure par terme des taux d'intérêt se définissant comme la relation qui existe entre le rendement des titres dépourvus de risque de défaut, les taux utilisés en général dans la littérature sont ceux du marché monétaire. Dans ce papier, nous utilisons les taux du marché

<sup>13</sup>Confère annexe pour les résultats du test de stationnarité sur les variables et les résidus de la régression.

interbancaire de la Zone UEMOA pour effectuer les tests de l'hypothèse des anticipations. Le marché interbancaire est selon Mishkin (2010) un bon indicateur de l'état du marché monétaire. A cause de ses maturités qui sont relativement très courtes (moins d'un an), les taux du marché interbancaire sont généralement considérés comme dépourvus de risque de défaut. De plus, selon Fama (2013), les taux du marché interbancaire constituent un bon indicateur de l'évolution des taux en général.

Les données utilisées ont été recueillies sur le site internet de la BCEAO<sup>14</sup> aux mois de février et Juin 2013. Il s'agit de l'évolution des taux interbancaires en fonction de leurs maturités, ceci de janvier 2000 à avril 2013. Les différentes maturités sur ce marché interbancaire de la Zone UEMOA sont : un jour, une semaine, deux semaines, un mois, trois mois, six mois, neuf mois et douze mois. Les taux sont des taux hebdomadaires. Les observations de certaines maturités n'étant pas régulières, nous avons été contraints de travailler uniquement avec les maturités d'une semaine, deux semaines, un mois et trois mois.

Nous avons utilisé les taux de maturités une semaine, deux semaines et un mois en conservant les observations de façon hebdomadaire. Nous avons obtenu au total 382 observations, s'étendant sur la période du 1<sup>er</sup> janvier 2006 au 30 avril 2013. Le taux court pour ces observations est le taux à une semaine.

Nous avons également regroupé les observations de façon mensuelle, pour les maturités d'un mois et de trois mois ; le taux court ici étant celui de maturité un mois. Nous avons au total 156 observations mensuelles, s'étendant sur la période du 1<sup>er</sup> janvier 2000 au 31 décembre 2012.

Les séries obtenues contiennent toutefois des observations absentes. Ceci est dû à l'absence de transactions au cours d'une semaine ou d'un mois, pour certaines maturités. Pour les observations mensuelles, nous avons au total 8 observations manquantes, tandis que pour les observations hebdomadaires, nous avons au total 25 observations manquantes (toutes maturités confondues). Les observations manquantes n'excédant pas une période, nous les avons complétées par interpolation linéaire simple ainsi qu'il suit :

$$r_t(N) = \frac{r_{t+1}(N) + r_{t-1}(N)}{2} \dots \dots \dots (4.1)$$

Cette formule s'applique pour une observation périodique manquante. Lorsqu'il s'agit d'une observation de maturité deux semaines, la formule est plutôt :

$$r_t(N) = \frac{r_t(N + 1) + r_t(N - 1)}{2} \dots \dots \dots (4.2)$$

<sup>14</sup>[www.bceao.int/2FEvolution-du-marche-interbancaire-2175.html&ei=gWMWVeejOsj8ygPBx4Ig&usg=AFQjCNHHJBjJkX3s76ARmeUUM2fhanRJA](http://www.bceao.int/2FEvolution-du-marche-interbancaire-2175.html&ei=gWMWVeejOsj8ygPBx4Ig&usg=AFQjCNHHJBjJkX3s76ARmeUUM2fhanRJA)  
[http://www.bceao.int/IMG/pdf/07\\_situation\\_du\\_marche\\_interbancaire\\_de\\_1\\_umoa-2.pdf](http://www.bceao.int/IMG/pdf/07_situation_du_marche_interbancaire_de_1_umoa-2.pdf)  
[http://www.bceao.int/IMG/pdf/07-situation\\_du\\_marche\\_interbancaire\\_de\\_1\\_umoa-2.pdf](http://www.bceao.int/IMG/pdf/07-situation_du_marche_interbancaire_de_1_umoa-2.pdf)  
[http://www.bceao.int/IMG/pdf/07\\_situation\\_du\\_marche\\_interbancaire\\_de\\_1\\_umoa-6.pdf](http://www.bceao.int/IMG/pdf/07_situation_du_marche_interbancaire_de_1_umoa-6.pdf)

Nous avons également utilisé le volume moyen mensuel des transactions effectuées sur le marché interbancaire chaque semaine. Il apparaît dans la description statistique de ces observations<sup>15</sup> que les transactions de maturité une semaine sont largement plus importantes que celles des autres maturités (tableau 1 ; Figure 1). Ceci est conforme à la position de Hicks (1939) selon laquelle les investisseurs auraient une préférence pour le court terme.

A partir de ce constat, nous avons deux alternatives. Si l'hypothèse des anticipations est valide, elle devrait correspondre à l'une des formes prenant en compte le rôle joué par la prime de risque ou de liquidité. En effet, selon la théorie, pour amener un investisseur à passer du court terme au long terme, les prêteurs offriraient à ceux-ci une prime. Si l'hypothèse n'est pas valide, et si la prime s'avère être nulle, alors nous pourrions considérer que le marché est segmenté au sens de Culbertson (1957).

Par ailleurs, le volume moyen mensuel des transactions de maturité deux semaines est inférieur à celui des transactions de maturité un mois (tableau 1). Ceci est contraire à la théorie surtout lorsqu'on sait que le taux moyen à deux semaines est de 5,55% tandis qu'il est de 5,41% pour les transactions à un mois (tableau 2). On peut penser à partir de la description statistique des données, que les taux se formeraient en fonction des conditions d'offre et de demande sur chacun de ces segments, ce qui est conforme à la théorie de la segmentation de marché de Culbertson (1957). Ce constat est également l'avis de la BCEAO (2012). Toutefois, seuls les tests peuvent permettre de conclure.

## 6 - RESULTATS

Dans cette étude, deux hypothèses ont été testées. La première est relative à l'effectivité des anticipations, tandis que la seconde est relative au contexte de formation de ces anticipations, c'est-à-dire l'efficience informationnelle de forme faible du marché interbancaire de l'UEMOA.

En rapport avec l'efficience informationnelle de forme faible, les tests de stationnarité effectués sur les séries de taux par le test de DFA (tableau 4) ont révélé que les séries sont individuellement non stationnaires même à un seuil de 10% (observations mensuelles et hebdomadaires)<sup>16</sup>. De même, les tests de stationnarité des résidus de la régression des séries prises deux à deux (tableau 5) révèlent l'absence de cointégration entre deux séries de taux (observations mensuelles et hebdomadaires). Ce qui nous permet de conclure que le marché interbancaire de l'UEMOA est efficient sous forme faible au sens de Fama (1970). Dès lors, la meilleure estimation du taux court anticipé est donnée par l'espérance conditionnelle du taux court par rapport à l'information disponible. Autrement dit, si les investisseurs anticipent véritablement le taux court futur, leurs anticipations ne peuvent être optimales que si elles sont rationnelles, c'est-à-dire si elles correspondent à la moyenne des réalisations tout au long de la période considérée.

En ce qui concerne l'hypothèse selon laquelle le taux court anticipé est un estimateur sans biais du taux au comptant futur, nous avons trois modèles à tester (un mensuel et deux hebdomadaires). Les résultats obtenus à partir du test classique (tableau 7) révèlent l'invalidité de l'hypothèse des anticipations sur le marché interbancaire de l'UEMOA tant pour les observations hebdomadaires que pour les observations mensuelles. En effet, les coefficients

---

<sup>15</sup>Voir annexe

<sup>16</sup>Voir annexes.

des pentes des régressions par les MCG pour les observations hebdomadaires sont tous inférieurs à 8%, tandis que la régression par les MCO sur observations mensuelles est de 10%. Ces coefficients bien que significatifs selon les P-values observées, ne permettent pas de valider l'hypothèse des anticipations sur le marché interbancaire de l'UEMOA<sup>17</sup>.

Par ailleurs, les primes de risque sont presque toutes nulles. L'exception est celle du modèle à une et deux semaines, où la prime est égale à . En général, lorsque la prime de risque est nulle et que les coefficients sont tous significativement égaux à 1, on considère que les anticipations sont sans biais. Dans notre cas, on a non seulement des coefficients très faibles en valeur (< à 10%), mais également des primes de risque significativement égales à zéro (trois cas sur quatre). Il serait donc plus logique pour nous de conclure à une segmentation de type Culbertson (1957). En effet, de tels résultats traduisent le fait qu'il n'existe pas de relation entre taux court et taux long sur le marché interbancaire de l'UEMOA.

Les résultats des tests effectués à partir d'une simulation de Monté Carlo (tableaux 9 et 10) sur les modèles orthogonaux montrent également que le marché est segmenté au sens de Culbertson (1957). En effet, les résultats des tests effectués révèlent que la prime de risque est nulle ou très faible<sup>18</sup> pour l'ensemble des tests effectués. Par ailleurs, la relation d'orthogonalité entre la prime à terme et la série de taux de long terme n'est pas vérifiée. Les coefficients obtenus à partir de la régression<sup>19</sup> des variations de la prime sur celles du taux long pour l'ensemble des modèles sont significativement différents de zéro, et curieusement tous sensiblement égaux à l'unité ( $\beta > 90\%$ ) Ceci est contraire à l'hypothèse de départ selon laquelle ces coefficients seraient tous nuls sous l'hypothèse des anticipations.

Il ressort donc des tests effectués que l'hypothèse des anticipations est invalide sur le marché interbancaire de l'UEMOA. De plus, étant donné que la prime s'est avérée être nulle selon les deux méthodes, nous ne pouvons que conclure à une segmentation de type Culbertson (1957) sur le marché interbancaire de l'UEMOA. Ce qui est rappelons le, l'avis de la BCEAO (2012).

## 7 - CONCLUSION

L'objectif de ce papier était de tester la validité empirique de l'hypothèse des anticipations sur le marché interbancaire de l'UEMOA. L'hypothèse des anticipations est en fait une combinaison de deux hypothèses dans la littérature. La première considère que le taux court anticipé avec ou sans prime de risque est le déterminant de la structure par terme des taux d'intérêt. La deuxième postule que ces anticipations doivent être rationnelles, c'est-à-dire effectuées dans un contexte de marché efficient sous forme faible au sens de Fama (1970).

Les résultats des tests effectués par le test de cointégration d'Engel et Granger (1987) révèlent que le marché est efficient de forme faible. Les résultats du test de l'hypothèse relative à l'effectivité des anticipations par le modèle classique basé sur la prime de capitalisation révèlent que cette hypothèse n'est pas valide sur le marché interbancaire de l'UEMOA. Ces conclusions sont les mêmes lorsqu'on utilise le modèle orthogonal également basé sur la prime de capitalisation.

---

<sup>17</sup>Confère annexes pour les détails relatifs au test classique.

<sup>18</sup>La prime est égale à 0,006712 pour le *spread* (une semaine, deux semaines) pour 100 observations, ce qui est très faible bien que le test soit significatif.

<sup>19</sup>Régression par les MCO.

Par ailleurs, s'il faut se fier aux résultats des tests effectués dans ce papier, il serait très difficile de contester la possibilité d'une segmentation de type Culbertson (1957) sur le marché interbancaire de l'UEMOA. Ces résultats confirment ainsi la pensée de la BCEAO (2012) lorsqu'elle affirme dans son rapport des activités sur le marché monétaire de l'UEMOA de décembre 2012 que le marché interbancaire de cette zone économique et monétaire est segmenté.

Au regard de ces résultats, il est clair que les agents économiques de la Zone UEMOA ne peuvent pas se fier à l'existence d'une relation entre les titres de différentes maturités sur le marché interbancaire de l'UEMOA pour évaluer le niveau futur des taux d'intérêt. De même, la BCEAO pourrait difficilement se fier aux informations contenues dans la structure par terme des taux d'intérêt sur le marché interbancaire de l'UEMOA dans l'élaboration de sa politique monétaire. Toutefois, il serait intéressant d'étudier le processus de déformation de la courbe des taux sur ce marché pour voir si les modèles dynamiques de la structure par terme des taux d'intérêt ont un pouvoir prédictif considérable.

## REFERENCES

Banque Centrale des Etats de l'Afrique de l'Ouest. (2012). Rapport sur la politique monétaire dans l'UEMOA, décembre 2012.

Banque Centrale des Etats de l'Afrique de l'Ouest. (2016). Rapport sur la politique monétaire dans l'UEMOA, décembre 2016.

Bataa, Erdenebat & Dong H. Kim & Denise R. Osborn (2006). "A Further Examination of the Expectations Hypothesis for the Term Structure," The School of Economics Discussion Paper Series 0611, Economics, The University of Manchester.

Bekaert, G., Hodrick, R. J., & Marshall, D. A. (1997). "On biases in tests of expectation hypothesis of the term structure of interest rates". *Journal of Financial Economics* Vol44, pp. 309-348.

Boamah, N. A. (2016), "Testing the Expectations Hypothesis of the Term Structure of Interest Rate: The Case of Ghana", *Journal of African Business*, Vol 17, N° 1, pp. 1-15.

Bredin, D. (2001). "The expectation hypothesis of the term structure: the case of Ireland". Central Bank of Ireland Technical paper 1/RT/00 .

Campbell, J. Y. (1986). "A Defense of Traditional Hypotheses about the Term Structure of Interest rates". *The Journal of Finance*, vol. 41, n°1 , March, pp. 183-193.

Cox, J. C., Ingersoll, J. E., & Ross, S. A. (1981). "A Re-examination of Traditional Hypotheses about the Term Structure of Interest Rates". *The Journal of Finance*, vol.36, n°4 , September, pp. 769-799.

Culbertson, J. M. (1957). "The Term Structure of Interest Rates". *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 71, No. 4, November, pp. 485-517.

Engel, R. F., & Granger, C. W. (1987). "Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing". *Econometrica*, Vol. 55, No.2, March, pp.251-276.

Fama, E. (1970). "Efficient Capital Market: A Review of Theory and Empirical Work". *The Journal of Finance*, vol.25, May, pp. 383-417.

Fama, E. (2013). "Does Fed Control Interest Rates". Chicago Booth Research Paper No. 12-23, Fama-Miller Working Paper, february, pp.1-18.

Fisher, I. (1896). *Appreciation and Interest*. Publication of the American Economic Association, August, pp.23-29, 88-92.

Granger, C. (1986). "Developments in the Study of Cointegrated Economic Variables". *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol 48, No3, pp.213-228.

Hall, A. D., H. M. Anderson, C. W. J. Granger (1992), *A Cointegration Analysis of Treasury Bill Rates*, *Review of Economics and Statistics* Vol 74, pp.116-126.

Hardouvelis, G. A. (1994). "The Term Structure Spread and Future Changes in Long and Short-Rates in the G7 Countries". *Journal of Monetary Economics*, Vol. 33, pp. 255-283.

Hicks, J. R. (1939). *Value and Capital*. London: Oxford at the Clarendon Press, 2nd ed. 1946

Holmes, M., & Pentecost, E. (1997). "The Term structure of interest rates and financial integration in the ERM". *International Journal of Finance and Economics*, Vol2, pp.237-247.

Jondeau, E., & Ricart, R. (1998). "La Théorie des Anticipations de la Structure Par Terme : Tests à Partir des Taux sur Euro-Dollar, Euro-Mark, Euro-Franc et Euro-Livre". Banque de France, Note d'étude et de Recherche NER # 35 , Decembre, pp. 1-24.

Kessel, R. (1965). *Cyclical behavior of the term structure of interest rates*. New York: National Bureau of Economic Research, December, pp. 5-43.

Koukouritakis, M., & Michelli, L. (2005). "The Term Structures of Interest Rates in the New and Prospective EU Countries", working paper 0505 .

Longstaff, F. A. (2000). "The Term Structure of very Short-Term Rates: A new Evidence for Expectation Hypothesis". *Journal of Financial Economics*, January, pp.1-25.

Lutz, F. A. (1940). "The structure of interest rates". *Quarterly Journal of Economic*, Vol55, November, pp.36-63.

Macaulay, F. R. (1938). *The movements of interest rates, bond yields, and stock prices in the united states since 1856*. New York: National Bureau of Economic Research.

Meiselman, D. (1962). *The Term Structure of Interest Rates*. Englewood Cliffs, Prentice Hall, New Jersey.

Michaelsen, J. B. (1965). "The term structure of interest rates and the holding-period yields on government securities". *The Journal of Finance*, Vol 20, pp. 444-463.

Mishkin, F. (2010). *The Economics of Money, Banking and Financial Market*, 9th Ed. Pearson Education Inc./ Addison-Wesley.

Modigliani, F., & Sutch, R. (1966). "Innovation in interest rates policy". *American Economic Review*, vol.56, May, pp.178-197.

Muth, J. F. (1961). "Rational Expectations and the Theory of Price Movements". *Econometrica*, vol.29, n°3, July, pp. 315-335.

Ojong, C. M., E. S. Akpan and I. D. Nneji (2015), "Empirical Analysis on the Applicability of the Term Structure of Interest Rate Theory in Nigeria", *Journal of Economics and Sustainable Development*, Vol 6, N°12, pp.68-79.

Organisation de Coopération et de Développement Economiques (2008). « Chapitre 2 : vers une politique monétaire plus efficace », dans *Etudes économiques de l'OCDE*, 3/2008 (n° 3), p. 43-59.

Sargent, T. J. (1972). "Rational Expectations and the Term Structure of Interest Rates". *Journal of Money, Credit, and Banking*, Vol.4, N°1, February, pp. 74-97.

Shiller, Robert J., "The Term Structure of Interest Rates." In Friedman, Benjamin M., and Franck H. Hahn, eds., *Handbook of Monetary Economics*. Vol 1. Amsterdam: North- Holland, 1990, pp. 627-722.



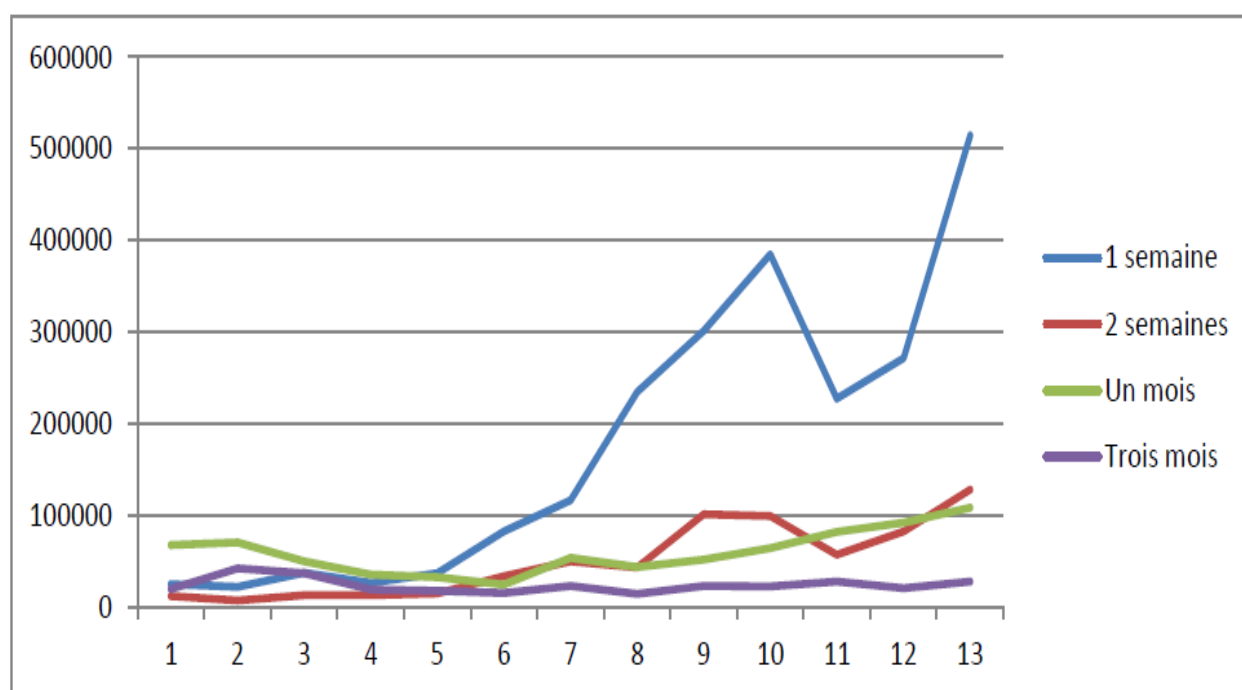
## ANNEXES

**Tableau 1 : Volume annuel à base des moyennes mensuelles (en million de francs CFA)**

Années	1 semaine	2 semaines	Un mois	Trois mois	Total annuel
2000	24343	11437	67130	19181	463417
2001	21506	6557	69866	41508	408046
2002	36981	12262	49505	36571	324374
2003	25989	12656	35077	18461	146754
2004	36416	14440	32114	17156	146047
2005	82042	32952	23915	14805	205522
2006	115946	49188	53009	22515	263716
2007	234290	42646	43069	13891	356482
2008	301163	100798	51211	22610	644467
2009	384635	98850	64033	21872	753161
2010	227137	56397	81537	27226	492410
2011	271471	81869	91688	20146	528553
2012	514382	127576	108018	27390	871885
Total	2251958	636191	703042	284151	5141417
Moyenne	187663,17	53015,917	58586,833	23679,25	428451,42

Source : Auteurs à partir des données de la BCEAO et du logiciel Excel 2007

**Figure 1: Evolution du volume des transactions moyennes mensuelles**



Source : Auteurs à partir des données de la BCEAO et du logiciel Excel 2007

**Tableau 2 : Description statistique des données hebdomadaires**

Colonne	Taux 1 semaine en %	Taux 2 semaines en %	Taux 1 mois en %
Moyenne	4,2679589	5,55562618	5,41366204
Variance	0,51932341	0,5928088	0,4938299
Maximum	6,5	7,51	8
Minimum	1,58	3,11	3,25

Source : Auteurs à partir d'Excel 2007

**Tableau 3 : Description statistique des données mensuelles**

Colonne	Taux à un mois en %	Taux à trois mois en %
Moyenne	5,186538462	5,283076923
Variance	0,397584069	0,486646923
Maximum	6,55	7,03
Minimum	2,98	2,66

Source : Auteurs à partir d'Excel 2007

**Tableau 4 : Test de stationnarité des séries prises individuellement**

Série de taux	Modèle avec trend	Modèle sans trend et avec constante	Modèle sans trend et sans constante	Décision
1 mois	p-value= 0,67	p-value= 0,339	Tcal=-0,474>Tlu à 10%	I(1)
3 mois	p-value= 0,5210	p-value= 0,2418	Tcal=-0,279>Tlu à 10%	I(1)
1mois (hebdo)	p-value= 0,6682	p-value= 0,4648	Tcal=-0,363>Tlu à 10%	I(1)
2semaines	p-value= 0,0085	p-value= 0,0024	Tcal=-0,398>Tlu à 10%	I(1)
1semaine	p-value =0,0507	p-value= 0,0538	Tcal=-0,953>Tlu à 10%	I(1)

Source : Auteurs à partir de stata/SE 10.1

**Tableau 5 : Test de cointégration sur les résidus des séries prises deux à deux**

Test de stationnarité des résidus estimés	P-value de Mc Kinnon		Tcal sans constance
	Avec trend	Sans trend	
Résidus (1mois-3mois)	0,4693	0,1625	-2,314<Tlu à 5%
Résidus (3mois-1mois)	0,5738	0,3341	-1,909<Tlu à 5%
Résidus (1sem-2sem)	0,0282	0,0061	-2,739<Tlu à 5% pour le dfpls
Résidus (2sem-1sem)	0,1113	0,0875	-2,634<Tlu à 5%
Résidus (1sem-1mois)	0,2519	0,1921	-2,247<Tlu à 5% pour le dfpls
Résidus (1mois-1sem)	0,4992	0,2345	-2,128<Tlu à 5%
Résidus (2sem-1mois)	0,0849	0,03	-3,058<Tlu à 1%
Résidus (1mois-2sem)	0,3050	0,1592	-2,346<Tlu à 5%

Source : Auteurs à partir de stata/SE.10.1

Tableau 6 : Résultats des tests de stationnarité sur les variables du modèle classique

TEST DE DICKEY FULLER AUGMENTE SUR LES VARIABLES DU MODELE							
Variables du modèle	Modèle sans constante $\alpha = 5\%$ et $10\%$		Modèle avec constante sans trend $\alpha = 5\%$		Modèle avec constante et trend $\alpha = 5\%$		Décision
	retard	Df = -1,950	retard	p-value	Retard	p-value	
Variation 1mois,3mois	4	-10,769 < df à 5%	4	0,0000	4	0,0000	Oui I(0)
Pente 1mois,3mois	2	-10,857 < df à 5%	2	0,0000	2	0,0000	Oui I(0)
Variation 2sem,1mois	4	-13,779 < df à 5%	4	0,0000	4	0,0000	Oui I(0)
Pente 2sem,1mois	4	-11,990 < df à 5%	4	0,0000	4	0,0000	Oui I(0)
Variation 1sem,2sem	4	-10,762 < df à 10%	4	0,0000	4	0,0000	Oui I(0)
Pente 1sem,2sem	4	-1,659 < df à 10%	4	0,0001	4	0,0002	Oui I(0)

Source : Construction des auteurs à partir de Stata/SE 10.1

Tableau 7 : Résultat de la régression à partir du modèle classique

Spread	Coefficient		ttest bilatéral	
	$\alpha$	$\beta$	$\alpha = 0$	$\beta = 1$
(1sem,2sem)	-0,0355668	0,0263648	p-value = 0,0000	p-value = 0,0000
(2sem,1mois)	0,0784634	0,0107327	p-value = 0,09	p-value = 0,0000
(1mois,3mois)	-0,0108513	0,102586	p-value = 0,382	p-value = 0,0000

Source : Construction des auteurs à partir de Stata/SE 10.1

Tableau 8 : Résultats des tests de stationnarité sur les variables pour la simulation

<b>TEST DE DICKEY FULLER AUGMENTE SUR LES VARIABLES DU MODELE</b>							
Variables du modèle	sans constante $\alpha = 5\%$ et $10\%$		avec constante sans trend $\alpha = 5\%$		avec constante et trend $\alpha = 5\%$		Décision
	retard	Df = -1,950	retard	p-value	Retard	p-value	
prime 1mois,3mois	2	-5.684 < df à 5%	2	0,0000	2	0,0000	Oui I(0)
prime 2sem,1mois	16	-3.365 < df à 5%	16	0.0058	16	0.0295	Oui I(0)
prime 1sem,2sem	16	-0.336 > df à 10%	16	0.0550	16	0.1724	Oui I(1)
prime 1sem,1mois	8	-0.779 > df à 5%	8	0.0744	8	0.1868	Oui I(1)

Source : Construction des auteurs à partir de Stata/SE 10.1

Tableau 9 : Simulation de Monté Carlo sur les variables différenciées (Obs 100)

Spread	Coefficient		ttest bilatéral	
	$\alpha$	$\beta$	$\alpha = 0$	$\beta = 0$
(1sem,2sem)	0,006712	0,9880531	p-value = 0,008	p-value = 0,0000
(2sem,1mois)	-0,0009634	0,9656803	p-value = 0,6936	p-value = 0,0000
(1mois,3mois)	0,0013184	1,000461	p-value = 0,2610	p-value = 0,0000
(1sem,1mois)	0,0015231	0,937608	p-value=0,1469	p-value = 0,0000

Source : Construction des auteurs à partir de Stata/SE 10.1

Tableau 10 : Simulation de Monté Carlo sur les variables différenciées (Obs 200)

Spread	Coefficient		ttest bilatéral	
	$\alpha$	$\beta$	$\alpha = 0$	$\beta = 0$
(1sem,2sem)	0,00439	0,9778391	p-value = 0,0022	p-value = 0,0000
(2sem,1mois)	0,0002768	0,9722511	p-value = 0,8827	p-value = 0,0000
(1sem,1mois)	0,0031538	0,978571	p-value=0,0000	p-value=0,0000

Source : Construction des auteurs à partir de Stata/SE 10.1

## 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)