

REVUE ECONOMIQUE ET MONETAIRE

N° 10 - DECEMBRE 2011



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

REVUE ECONOMIQUE ET MONETAIRE

N° 10 - DECEMBRE 2011



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

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

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

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

SOMMAIRE

AVANT-PROPOS.....	7
CIBLAGE DU TAUX D'INFLATION VERSUS CIBLAGE DU NIVEAU DES PRIX : AVANTAGES COMPARES DANS L'UMOA.....	9
SOUTENABILITE DE LA DETTE PUBLIQUE EXTERIEURE DES PAYS DE L'UNION ECONOMIQUE ET MONETAIRE OUEST AFRICAINE (UEMOA) : UNE ANALYSE EMPIRIQUE.....	37
NOTE AUX AUTEURS.....	69

AVANT-PROPOS

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

Ce dixième numéro de la Revue est consacré aux politiques macroéconomiques à travers deux (2) articles : « Ciblage du Taux d'Inflation versus Ciblage du Niveau des Prix : Avantages Comparés dans l'UEMOA » et « Soutenabilité de la dette publique extérieure des pays de l'UEMOA : Une analyse empirique ».

Le premier article a pour objectif d'évaluer l'efficacité comparée des politiques de ciblage du niveau des prix et du taux d'inflation dans la transmission des impulsions monétaires aux économies de l'espace UMOA. Il s'interroge, en particulier, sur les gains et les pertes qui résultent d'un ciblage du niveau des prix par rapport à un ciblage de l'inflation par la BCEAO. En recourant à des techniques d'optimisation d'une fonction de perte adaptée au contexte des pays de l'UEMOA, l'auteur montre qu'il est moins coûteux, en terme de variabilité du taux d'inflation, pour la Banque Centrale d'adopter une cible du niveau des prix.

Le second texte intitulé « Soutenabilité de la dette publique extérieure des pays de l'UEMOA : Une analyse empirique », s'intéresse à la dynamique de la dette extérieure des pays de la Zone UEMOA. Ce sujet est d'actualité au regard des crises de dette souveraine dans les pays développés, particulièrement dans la Zone euro. Cette étude qui établit la non soutenabilité de la dette extérieure des pays de l'UEMOA sur la période 1970-2009, propose également quelques pistes de solution pour éviter l'occurrence d'une crise de dette dans la Zone UEMOA.

Au total, ce dixième numéro de la REM est recommandé aux lecteurs qui s'intéressent à la conduite des politiques macroéconomiques en Union monétaire.

Ciblage du Taux d'Inflation versus Ciblage du Niveau des Prix : Avantages Comparés dans l'UMOA

Alain Latoundji BABATOUNDE*

Faculté des Sciences Economiques et Gestion, Université d'Abomey Calavi

RESUME :

Dans ce papier, nous proposons de mettre en évidence le « free lunch » qui existe à cibler le niveau des prix plutôt que le taux d'inflation à partir de l'optimisation d'une fonction de perte pour la BCEAO sous la contrainte d'une courbe de Phillips représentative de la formation de l'écart de production dans la zone UMOA sur la période 1993.IV-2008.IV. L'output gap testé non stationnaire est estimé par l'approche OLS dynamique pour permettre l'inférence statistique ; il se forme selon une courbe de Phillips avec suffisamment de persistance quelle que soit la cible visée : la condition nécessaire à l'existence du « free lunch » est ainsi vérifiée. A contrario, l'offre semble fonctionner indépendamment des anticipations sur les prix, aussi bien en niveau qu'en variation, stigmatisant une faible efficacité de la politique monétaire liée au processus de transmission des impulsions dans l'espace. De l'analyse comparative des variances de l'inflation sous les deux régimes de ciblage, il est apparu empiriquement qu'à variabilité égale de la production, la règle de ciblage du niveau des prix assure effectivement une moindre variabilité de l'inflation par rapport à la règle qui considérerait la cible de taux d'inflation. Il y a donc un gain de bien-être social à cibler le niveau des prix plutôt que le taux d'inflation dans la zone UMOA.

INFORMATIONS SUR L'ARTICLE

Historique de l'article :

Soumis le 16 mai 2011

Reçu en version révisée le 23 octobre 2011

Accepté le 7 janvier 2012

Classification J.E.L : C61, E31, E58, G21

Mots clés : *Ciblage, règle, inflation, niveau des Prix, fonction de perte, moindres carrés ordinaires dynamiques (DOLS), BCEAO*

ARTICLE INFORMATIONS

Article history :

Submitted may 16, 2011

Received in revised form october 23, 2011

Accepted january 7, 2012

J.E.L Classification : C61, E31, E58, G21

Keywords : *Targeting, rule, inflation, price level, loss function, dynamic ordinary least squares (DOLS), BCEAO*

ABSTRACT :

In this paper, we propose to highlight the free lunch that exists to target the price level rather than the inflation rate starting from the optimization of a loss function for the BCEAO subject to the constraint of a Phillips curve representing the output gap formation in WAMU over the period 1993.IV-2008.IV. The non-stationary output gap is estimated by dynamic OLS which makes it possible the statistic inference; it formed following a Philips curve with sufficient persistence whatever the target concerned: then the condition required for the existence of the free lunch is met. Moreover, the supply seems to work independently of expectations in prices, stigmatizing a weak efficacy of the monetary policy related to the process of impulses transmission. From the comparative analysis of the inflation variances under the two regimes of targeting, it appeared empirically that with constant output variability, the price level targeting ensures a less variability of inflation. More practically, there is a social wellbeing to target the price level rather than the inflation rate in WAMU area.

* Nous sommes reconnaissant envers le Professeur Géro Fulbert AMOUSSOUGA pour ses contributions et soutiens à l'origine de cette étude. Deux referees anonymes ont commenté une version antérieure du papier ; nous les remercions pour la pertinence de leurs observations. Aussi, tenons-nous à remercier les participants au colloque international de Ouagadougou de Juillet 2011 sur les dynamiques de croissances dans l'UEMOA pour les discussions qui ont permis d'améliorer qualitativement le papier.

1- Du contexte à la problématique

La stabilité des prix reste l'un des paradigmes dominants de la théorie économique contemporaine. Dans la pratique, il y a stabilité des prix lorsque les variations du niveau des prix sont suffisamment faibles et graduelles de sorte à ne pas affecter sensiblement les décisions de consommation et d'investissement des entreprises et ménages. Ainsi définie, la stabilité des prix peut s'interpréter de deux façons : littéralement, elle peut se comprendre comme la stabilité du niveau des prix, c'est-à-dire, un niveau stationnaire des prix avec une faible variance alors qu'en pratique, elle se caractérise par une faible et stable inflation. La première acception fait référence à une politique de ciblage du niveau des prix, la seconde à une politique de ciblage du taux d'inflation. Dès lors, l'objectif de stabilité des prix s'accompagne de la définition explicite ou implicite, par l'autorité monétaire, d'une cible d'inflation compatible avec les fondamentaux de l'économie, le volume de la production notamment. Des études conduites dans le domaine montrent que le choix de la définition de la stabilité des prix n'est pas sans conséquence sur l'évolution de l'économie notamment sur la détermination de la production et de l'inflation à l'équilibre (Aubert & Adjemian, 2003).

A l'origine, la politique de ciblage de l'inflation (*inflation targeting*) s'inscrit dans le cadre des règles monétaires essentiellement centrées sur le taux d'intérêt comme l'instrument opérationnel de politique. Avec l'avènement de la règle de Taylor (1993), des études économiques sur le thème des règles de politique monétaire se sont développées, posant avec des approches nouvelles, la problématique de l'arbitrage inflation-production : le lissage optimal du taux d'intérêt, la nature de la cible, la dimension temporelle de la règle... Sur la question de la nature de la cible, Svensson (1999) propose le ciblage du niveau des prix (*price level targeting*) parce que présentant un avantage certain (*free lunch*) dans la variabilité de l'inflation. Le ciblage du niveau des prix s'entend d'une politique qui réagit systématiquement aux écarts du niveau des prix par rapport au sentier visé, afin d'éviter une dérive à long terme du niveau des prix. A contrario, le ciblage du taux d'inflation s'entend d'une politique qui réagit systématiquement aux écarts du taux d'inflation par rapport au taux cible laquelle n'est pas exempte de dérive à long terme du niveau des prix. Y a-t-il une différence significative de politique monétaire selon que l'objectif de stabilité des prix s'exprime sous la forme d'une trajectoire cible pour l'évolution du niveau des prix ou du taux d'inflation ?

La première contribution théorique est due à Svensson (1999). Il étudie formellement, sous une courbe d'offre de Lucas avec persistance, s'il est favorable pour la société, dont les préférences ont pour argument l'écart de production et l'inflation, que la banque centrale cible

le niveau des prix plutôt que le taux d'inflation. A partir de la dérivation des équilibres optimaux sous les deux types de règles de ciblage, il montre que la cible de niveau de prix est préférable à la cible de taux d'inflation si la production est suffisamment persistante. L'écart de production à l'équilibre est indépendant du choix de la cible alors que le comportement de l'inflation diffère selon que la banque cible l'inflation ou le niveau de prix. « Le choix entre une cible basée sur le niveau des prix et une cible fondée sur le taux d'inflation équivaut à un arbitrage entre la variabilité à faible fréquence du niveau des prix d'une part, et la variabilité à haute fréquence de l'inflation et de la production, d'autre part » [traduction]. A quelle stratégie de ciblage obéit la politique de stabilité des prix dans l'UMOA au regard des variables fondamentales et structurelles des économies de l'union ?

Dans la pratique, la BCEAO a adopté depuis 1997, une politique de ciblage d'inflation à l'instar de la banque centrale européenne avec un objectif de 2% réaffirmé en 2010 à l'occasion des réformes. Intuitivement, l'ancrage monétaire qui prévaut entre les deux aires ne saurait seul justifier une politique monétaire de calibration compte tenu des différences de variabilités des arguments de la fonction de réaction des deux instituts d'émission d'une part, mais aussi des différences dans les mécanismes de transmission des signaux monétaires d'autre part. L'objectif cible de taux d'inflation ainsi affiché justifie-t-il une bonne conduite de la politique monétaire dans l'espace ? La politique de ciblage vaut-elle dans l'espace UMOA étant donné la récurrence des chocs d'offre essentiellement exogènes, lesquels font de l'inflation importée et de l'inflation par les coûts, les principales composantes des variations des prix dans la zone ?

La mise en œuvre d'une politique de ciblage touche deux fondamentaux de la politique monétaire : l'un est relatif à la structure des prix et de l'inflation, l'autre étant lié à l'indépendance et à la crédibilité de la banque centrale comme institution d'émission. Au regard de l'importance des chocs exogènes touchant l'ensemble des pays de l'union, l'origine monétaire des variations de prix reste a priori marginale pour permettre l'efficacité de l'instrument monétaire de la politique de stabilité des prix. Par ailleurs, le statut de la BCEAO du point de vue de l'indépendance, de la transparence et de la crédibilité permet-il d'implémenter avec succès la politique de ciblage dans l'union ? En distinguant dans le cadre de l'UMOA, les deux régimes de ciblage, nous cherchons à vérifier le principal résultat de Svensson du « *free lunch* » lié à la cible de niveau de prix, mis en évidence par ailleurs dans des modèles reposant sur des fondements microéconomiques de type classique ou keynésien (Dittmar & Gavin, 2000 ; Aubert & Adjemian, 2003). Dans ce papier, le propos est donc de

mettre en évidence cet avantage dans un cadre théorique de type standard où la banque centrale minimise une fonction de perte quadratique, étant donné une courbe de Phillips log-linéaire représentative de la fonction d'offre. L'objectif principal consiste donc à évaluer l'efficacité comparée des politiques de ciblage du niveau des prix et du taux d'inflation dans la transmission des impulsions monétaires aux économies de l'espace UMOA.

L'intérêt de l'étude apparaît double. D'un point de vue théorique, l'étude aborde un cas pratique de mise en œuvre des politiques de ciblage en économie moins ouverte et moins développée représentative de l'UMOA afin de renforcer le corpus théorique existant en la matière. D'un point de vue pratique, dans le prolongement des résultats obtenus par Kako (2002), Ténou (2002) et Diane (2010) principalement, l'étude offre un cadre analytique, stratégique et opérationnel de mise en œuvre de la politique monétaire : un choix optimal de l'objectif cible pour réaliser la stabilité des prix. Le présent papier est structuré en six sections. A la suite de cette première section qui pose le problème, la deuxième est consacrée à une revue de la littérature théorique et empirique ; la troisième section expose le cadre méthodologique de l'étude. Après la discussion des résultats empiriques dans la quatrième section, nous présentons dans la cinquième section un étalonnage des deux règles avec une esquisse graphique des différences de variabilité à l'origine du « *free lunch* ». La dernière section conclut l'étude.

2- Revue de littérature

Depuis deux décennies avec les premières expériences de la Nouvelle Zélande qui a adopté la politique de ciblage de l'inflation dès 1990, le développement et l'approfondissement aussi bien théorique qu'empirique des règles de ciblage ont fait l'objet d'importantes études. Deux régimes ont émergé : la cible de taux d'inflation et la cible de niveau des prix. La coexistence d'avantages et d'inconvénients certains qu'il s'agisse de l'un ou l'autre des régimes de ciblage pose le problème de l'opportunité, de la priorité et de l'efficacité au regard de l'objectif de stabilité des prix assigné à la banque centrale. Dans l'approche des règles de ciblage, Svensson et Woodford (1999) définissent les règles spécifiques et les règles générales. Une règle de ciblage spécifique fournit une formule mettant en relation les variables cibles et les niveaux cibles alors qu'une règle de ciblage générale fait appel à la fonction objectif de la banque centrale, à des contraintes et à un processus d'optimisation pour mettre en relation les variables cibles et les niveaux cibles. Cette qualification conceptuelle décline assez bien le cadre théorique des développements traditionnels et contemporains des règles de ciblage.

Les règles de ciblage spécifiques sont dérivées des règles générales et selon que la formule est exprimée en fonction du niveau des prix ou du taux d'inflation, deux types de règles spécifiques sont définis. De même que formulée dans les développements de la théorie des règles monétaires, la fonction « objectif » s'exprime généralement sous la forme de fonctions de perte quadratique définie par rapport aux écarts de production et d'inflation : théoriquement, l'arbitrage traditionnel entre la variabilité de la production et celle de l'inflation permet de minimiser les pertes. La fonction de perte sociale la plus courante est de la forme,

$$V_t = \sum_{t=t_0}^{\infty} \beta^{t-t_0} \frac{1}{2} [(\pi_t - \pi^*)^2 + \lambda(y_t - y^*)^2] \quad (1)$$

où $0 < \beta < 1$ représente le facteur d'actualisation¹. Cette fonction donne la valeur attendue de la somme des pertes futures actualisées à partir de la période t_0 . Il est fait l'hypothèse que la société cherche à stabiliser à la fois l'inflation (π_t) et l'écart de production (y_t), de sorte que le coefficient de pondération λ est tel que $0 < \lambda < \infty$. Les cibles π^* et y^* représentent des paramètres exogènes.

Dans son article fondateur, Svensson (1999) a développé un modèle macroéconomique qui illustre assez bien le fonctionnement d'un régime visant la réalisation des deux cibles dans la perspective de la politique de stabilité des prix conduite par la banque centrale. S'appuyant sur l'extension des politiques de règles et de discrétion dans l'analyse contemporaine des théories monétaires, il dérive le modèle sous-jacent d'une courbe de Phillips de court terme avec persistance.

$$y_t = \rho y_{t-1} + \alpha(\pi_t - E_{t-1}\pi_t) + \varepsilon_t \quad (2)$$

y_t représente le log de l'écart de production à la période t , ρ mesure le degré de persistance de l'écart de production ($0 < \rho < 1$). $\pi_t = p_t - p_{t-1}$ mesure le taux d'inflation à la période t , p_t étant le log du niveau des prix ; $E_{t-1}\pi_t$ traduit l'anticipation rationnelle du taux d'inflation², compte tenu de l'information disponible à la période précédente. Le paramètre α exprime la sensibilité de la production à une variation inattendue de l'inflation avec par hypothèse, $\alpha > 0$. L'économie subit au cours de chaque période un choc d'offre ε_t : il s'agit de chocs indépendants, à probabilité identique, de moyenne zéro et de variance σ^2 .

¹ La Banque Centrale se préoccupe non seulement des résultats de la période courante, mais aussi du comportement futur de la production et de l'inflation ; en conséquence, elle applique aux périodes futures le facteur d'actualisation.

² L'instrument intermédiaire de politique monétaire constitue la prévision d'inflation sur laquelle est basée la règle de ciblage contrairement à l'hypothèse des règles d'intervention sur le taux d'intérêt ou l'agrégat monétaire pour obtenir l'évolution souhaitée des variables cibles alors supposées contrôlables.

L'objectif de stabilité de la banque centrale se traduit par l'optimisation d'une fonction de perte à deux arguments : la variabilité de la production et celle du taux d'inflation. L'autorité monétaire stabilise l'inflation autour du taux cible π^* de long terme puis l'output gap autour d'un écart cible³ y^* . Dans ce cadre, la règle générale de ciblage, est représentée par une fonction intertemporelle de perte de la forme,

$$V_t = E_t \sum_{\tau=t}^{\infty} \beta^{\tau-t} \frac{1}{2} [(\pi_t - \pi^*)^2 + \lambda(y_t - y^*)^2] \quad (3)$$

Usant du pouvoir discrétionnaire et dans le cadre de la règle définie a priori, la banque cherche à minimiser la fonction de perte (3) sous la contrainte imposée par l'équation d'offre (2) à chaque période. La solution du problème de la banque centrale dérive d'une règle de décision qui répartit le choc d'offre de la période courante entre le taux d'inflation et l'écart de production ; elle représente la règle spécifique de ciblage de l'inflation⁴.

De manière à faire apparaître le plus clairement possible la source de l'avantage gratuit lié à la règle spécifique de ciblage du niveau des prix, Svensson (1999) adopte le modèle précédent ajusté au niveau des prix. L'étude comparée des deux règles basée sur les variances optimales du taux d'inflation suivant les deux régimes – à variance constante de l'output gap - permet de mettre en évidence l'existence de l'avantage gratuit lié au ciblage du niveau des prix. L'auteur montre que, si la politique monétaire est endogène et que les attentes sont rationnelles, la formulation d'une cible basée sur le niveau des prix permet de réduire la variabilité du niveau des prix et de l'inflation par rapport à celle qui est observée quand la cible est définie en fonction du taux d'inflation, sans faire augmenter la variabilité de la production : il existerait donc un « avantage gratuit » à cibler le niveau des prix.

Pour Kiley (1998), le résultat de Svensson est redevable à la forme particulière de la fonction d'offre utilisée⁵, laquelle est inappropriée pour expliquer le modèle américain. En reconsidérant l'approche sous une courbe d'offre néo-keynésienne, il fait observer que l'écart de production anticipé est nul sous une cible du taux d'inflation ; les écarts d'inflation passés n'étant pas corrigés, le problème d'optimisation de la banque centrale sous discrétion est statique. Il conclut qu'une cible de niveau des prix élève la variabilité de la production et

³ Fondamentalement, pour Svensson et d'autres auteurs encore, l'hypothèse de rationalité à long terme de la Banque implique une cible d'écart de production nulle étant donné qu'à cet horizon, seules les capacités productives l'emportent ($y^*=0$).

⁴ La règle de décision dépend bien du traitement de l'anticipation rationnelle du taux d'inflation. Si pour Svensson, elle dépend de l'écart de production, Dittmar & Gavin (2000) puis Dittmar, Gavin & Kydland (1999) la considèrent comme exogène. Il s'en suit, selon l'approche adoptée, deux règles de ciblage distinctes, partant du même modèle ; les deux scénarios seront explorés dans la partie empirique.

⁵ Cette critique porte évidemment sur les versions antérieures non publiées de l'article principal.

détériorer l'arbitrage entre la variabilité de l'inflation et celle de la production par rapport à une cible de taux d'inflation. Aubert & Adjemian (2003) adoptent la même courbe d'offre inspirée de la nouvelle économie keynésienne et représentée par l'équation (4).

$$y_t = \alpha(\pi_t - \beta E_t[\pi_{t+1}]) + \varepsilon_t \quad (4)$$

y_t représente l'écart de production (le logarithme du rapport de la production à son niveau potentiel) et π_t représente le taux d'inflation, avec $\pi_t = p_t - p_{t-1}$, p_t étant le logarithme du niveau de prix. Le paramètre α représente le degré de rigidité nominale (une augmentation de α traduit une hausse de la rigidité, $\alpha = 0$ caractérise une situation de parfaite flexibilité des prix). Le paramètre β représente le facteur d'actualisation des firmes. Dans ce cadre, les préférences sociales ont pour arguments, l'écart de production et le taux d'inflation, s'exprimant en terme d'une fonction de perte Λ , laquelle est optimisée sous la contrainte de l'équation (4) avec,

$$\Lambda = \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t (\lambda y_t^2 + (\pi_t - \bar{\pi})^2) \quad (5)$$

où $\bar{\pi}$ est la cible de taux d'inflation, λ le poids accordé à la stabilisation de la production relativement à celle de l'inflation, β le facteur d'actualisation de la banque centrale (supposée identique à celui des firmes).

De façon générale, les résultats obtenus par Aubert & Adjemian (2003) confortent bien ceux de Svensson (1999) : en régime discrétionnaire, la cible de niveau des prix est préférable⁶ à la cible de taux d'inflation dès lors que le degré de rigidité nominale et le poids relatif affecté à la stabilisation de l'écart de production n'excèdent certains seuils ; elle permettrait par ailleurs d'approcher la règle optimale définie par Clarida et al. (1999). Pour l'économie américaine en particulier, Dittmar et Gavin (1999) trouvent graphiquement, des résultats aussi similaires.

Le résultat de l'avantage gratuit se vérifie-t-il dans la pratique ? Pour Parkin (2001), il n'est pas aisé de répondre à la question dont la solution dépend absolument de la crédibilité de la banque centrale à conduire efficacement le ciblage : la crédibilité reste la clef de l'efficacité d'une cible fondée sur le niveau des prix car si les attentes sont rétrospectives, la production peut devenir plus variable lorsque la banque cible celui-ci plutôt que le taux d'inflation. A partir d'un modèle standard néo-keynésien, Vestin (2006) montre que, la poursuite d'une cible de niveau des prix permet d'améliorer le bien-être lorsque l'autorité monétaire ne peut

⁶ Selon les auteurs, l'intérêt de la solution proposée, l'adoption d'une cible de niveau par la Banque Centrale, est d'atténuer le problème d'incohérence temporelle de la politique monétaire en s'affranchissant d'une réalité factuelle selon laquelle aucune Banque Centrale ne dispose de la technologie lui permettant de s'engager sur sa politique future.

s'engager au sujet de sa politique future. Yetman (2005) étudie la sensibilité de l'avantage gratuit à partir d'une courbe de Phillips de type nouveau keynésien au regard du problème de crédibilité de la politique monétaire : le processus de formation des anticipations y est apparu crucial. Si une partie des agents croit en la persistance de l'inflation dans le futur ou ignore la cible de niveau des prix, celle-ci s'accompagne plus de coûts que d'avantages pour la société notamment lorsqu'elle accorde un important poids à la stabilisation de l'inflation dans la fonction de perte.

Barnett et Engineer (2000) montrent que, lorsque la banque centrale agit de façon discrétionnaire, il est avantageux de viser une cible basée sur le niveau des prix quand les attentes sont prospectives soit directement, soit indirectement du fait de la persistance de la production. Il existe une abondante littérature favorable à l'adoption d'une cible de niveau des prix aussi bien théorique qu'empirique avec des applications aux économies occidentales pour la plupart. Entre autres, l'avantage gratuit résiste bien au changement d'instrument monétaire dont le contrôle d'agrégats monétaires notamment (Svensson, 1999) et il est possible d'obtenir le même résultat avec une courbe de Phillips néo-keynésienne (Dittmar & Gavin, 2000). Vestin⁷ (2000) montre que ce résultat est aussi observé quand un processus d'établissement des prix à la Calvo est incorporé à la fonction d'offre globale.

En apportant une contribution d'ordre quantitatif au débat sur le choix d'une cible formulée en fonction du taux d'inflation ou du niveau des prix, Cateau (2008) constate l'existence de l'avantage gratuit au Canada, même si la cible de niveau des prix peut s'accompagner d'une plus grande volatilité de l'inflation selon l'importance accordée à l'écart de production dans la fonction de perte, la solution ne requérant pas la stationnarité du niveau des prix. L'auteur analyse ensuite le degré de sensibilité des résultats à l'incertitude du modèle : le régime fondé sur une cible de niveau des prix s'avère robuste et son efficacité décline plus lentement que celle du régime de ciblage du taux d'inflation.

3- Méthodologie

Nous présentons dans cette section le modèle d'analyse ainsi que la nature et le traitement des variables. Si la littérature courante sur le sujet définit le cadre d'analyse avec une adaptation au contexte que nous étudions, il n'en est pas de même des variables dont le traitement appellent quelques spécificités que nous intégrons dans l'approche d'analyse.

⁷ Vestin, D. (2000), "Price level targeting vs. Inflation targeting in a forward-looking model?", IIES, Stockholm University, Working Paper.

- *Model et méthode d'analyse*

Au regard des fondements théoriques, le cadre méthodologique s'inspire de Svensson (1999), comprenant une fonction d'offre, une fonction de perte et un processus d'optimisation. La fonction d'offre de court terme, d'inspiration néo classique, est représentée par une courbe de Phillips avec persistance qui illustre le fonctionnement d'un régime visant la réalisation de cible de taux d'inflation. L'écart de production y est généré par l'équation.

$$y_t = \rho y_{t-1} + \alpha(\pi_t - E_{t-1}\pi_t) + \varepsilon_t \quad (6)$$

La fonction d'offre dépend alors de l'écart de production passé, du taux d'inflation courant puis de l'anticipation rationnelle de ce taux. Le traitement de l'anticipation donne lieu à deux règles de décision différentes : alors que Svensson (1999) considère qu'elle dépend de l'écart de production, Dittmar et Gavin (2000) la considèrent comme étant exogène. Pour l'apprécier, nous adoptons le principe d'ajustement partiel du taux passé tel que le fait Ténou (2002) dans ses travaux sur la règle monétaire dans l'UMOA : l'inflation anticipée peut être décrite comme une équation d'ajustement partiel du taux d'inflation passé suivant la relation

$$E_{t-1}\pi_t = \mu\pi_{t-1} + (1 - \mu)\pi^* \quad (7)$$

μ est un paramètre mesurant la crédibilité de l'objectif de taux d'inflation (π^*) affiché par l'autorité monétaire. L'équation (7) signifie que les agents économiques anticipent que l'inflation future est une moyenne pondérée de l'objectif de taux d'inflation fixé et du taux d'inflation passé. μ peut prendre deux valeurs extrêmes, 0 et 1. Une valeur de $\mu = 0$ signifie que l'objectif d'inflation, explicite ou implicite, est crédible. Dans ce cas, l'équation (7) s'écrit,

$$E_{t-1}\pi_t = \pi^* \quad (8)$$

A contrario, une valeur de $\mu = 1$ implique que l'objectif d'inflation n'est pas réalisé, ni crédible. L'équation (7) s'écrit dans ce cas,

$$E_{t-1}\pi_t = \pi_{t-1} \quad (9)$$

A l'instar de Ténou (2002), l'hypothèse que les agents économiques sont convaincus de la capacité de la BCEAO à limiter l'inflation à son niveau objectif est posée. Entre autres arguments favorables, le niveau relativement modéré de l'inflation autour de sa cible, dans les pays de l'UMOA sur la période d'étude, dans le cadre de la gestion prudente de la monnaie, justifie cette hypothèse. Dans ces conditions, $\mu = 0$ et $E_{t-1}\pi_t = \pi^*$. En d'autres termes,

l'inflation anticipée est égale à l'objectif d'inflation⁸. En remplaçant $E_{t-1}\pi_t$ par sa valeur dans l'équation (6), l'équation d'offre devient en conséquence,

$$y_t = \rho y_{t-1} + \alpha(\pi_t - \pi^*) + \varepsilon_t \quad (10)$$

La fonction de perte représentant le comportement de la BCEAO avec pour arguments, l'inflation et l'écart de production est décrite par,

$$L_t = E_t \sum_{t=t_0}^{\infty} \beta^{t-t_0} \frac{1}{2} [(\pi_t - \pi^*)^2 + \lambda(y_t)^2] \quad (11)$$

De même que Svensson (1997 ; 1999), Dittmar et Gavin (2000), Dittmar et al. (1999), Parkin (2001), l'objectif cible en terme d'output gap (y^*) est supposé nul. Ceci tient fondamentalement au fait qu'à long terme, l'écart de production ne pourrait faire l'objet de décisions de la part des autorités monétaires mais il reste dépendant des seules capacités productives de l'économie⁹. La banque centrale, dans un processus d'optimisation approprié use de son pouvoir discrétionnaire au cours de chaque période pour minimiser L_t dans l'équation (11) sous la contrainte imposée par l'équation (10) de manière à définir le couple (y_t, π_t) . Le programme s'écrit alors,

$$\left\{ \begin{array}{l} \text{Min } \mathbb{E} \left[\sum_{t=t_0}^{\infty} \beta^{t-t_0} \frac{1}{2} [(\pi_t - \pi^*)^2 + \lambda(y_t)^2 - \mu_t(y_t - \rho y_{t-1} - \alpha(\pi_t - \pi^*) - \varepsilon_t)] \right] \\ \text{S/C } y_t = \rho y_{t-1} + \alpha(\pi_t - \pi^*) + \varepsilon_t \end{array} \right.$$

μ_t étant le multiplicateur de Lagrange et les autres paramètres définis comme précédemment.

Par ailleurs, de manière à faire apparaître la source de l'avantage gratuit lié à la règle spécifique de ciblage du niveau des prix, nous retenons le modèle précédent ajusté au niveau des prix : le taux d'inflation observé et le taux d'inflation cible sont remplacés par les identités suivantes, expressions du niveau des prix et du niveau des prix attendu.

$$p_t \equiv p_{t-1} + \pi_t \quad (12)$$

$$E_{t-1}p_t \equiv p_{t-1} + E_{t-1}\pi_t \quad (13)$$

Le terme p est ici le logarithme du niveau des prix ; le taux d'inflation est défini par l'équation (12) et le taux d'inflation attendu par l'équation (13). En adoptant ces définitions, l'équation d'offre globale (6) devient,

⁸ Depuis Janvier 1997, l'objectif explicite d'inflation est assigné à la banque centrale avec une norme de fourchette communautaire fixée comme cible chiffrée de 2% (± 1) défini en 2010 par le comité de politique monétaire . Cette valeur a été confirmée pour la période d'étude. Diane (2010) confirme empiriquement cette fourchette dans le cadre d'une règle de ciblage.

⁹ Pour le cas spécifique de $y^* > 0$, voir Svensson (1999) quant aux implications.

$$y_t = \rho y_{t-1} + \alpha(p_t - E_{t-1}p_t) + \varepsilon_t \quad (14)$$

A la seule différence qu'elle est exprimée en fonction du niveau des prix, cette équation est identique à l'équation (6). Le niveau des prix visé par la banque centrale est $p_t^* = p_{t-1}^* + \pi^*$. Elle s'intéresse dans ce scénario aux écarts du niveau effectif des prix par rapport à cette cible ; la fonction de perte associée devient alors,

$$V_t = E_t \sum_{\tau=t}^{\infty} \beta^{\tau-t} \frac{1}{2} [(p_t - p_t^*)^2 + \lambda(y_t - y^*)^2] \quad (15)$$

Littéralement, p_t remplace π_t , et p_t^* remplace π^* . Cependant, les deux fonctions de perte représentées par les équations (11) et (15) ne sont pas aussi identiques. Dans l'équation (11), la banque se soucie uniquement de ne pas manquer sa cible d'inflation ; dans l'équation (15), elle s'inquiète lorsqu'elle rate sa cible de niveau des prix, ce qui implique un comportement de « ratages cumulatifs » en matière de taux d'inflation (Svensson, 1999). A noter que π joue dans le premier problème exactement le même rôle que p dans le second ; il en est de même du rôle de la variable y dans les deux cas. En conséquence, la résolution du second problème (lorsque la cible est basée sur le niveau des prix), indique pour p la même solution que pour π dans le premier (lorsque la cible est fondée sur le taux d'inflation). Dans ce deuxième cas, la même solution est obtenue pour y , analogue au cas où le taux d'inflation est visé : la banque cherche à minimiser la fonction de perte de l'équation (15) sous la contrainte imposée par l'équation d'offre (14).

L'étude comparée des deux règles basée sur les variances optimales du taux d'inflation – à variance constante de l'output gap - permet de mettre en évidence l'existence de l'avantage gratuit lié au ciblage du niveau des prix pour réaliser la stabilité des prix dans l'économie. Plus spécifiquement, la minimisation de la fonction de perte associée à la politique monétaire de la banque centrale permet d'apprécier les variabilités respectives des écarts de production et du taux d'inflation qui en sont les arguments principaux. Les règles spécifiques de ciblage se déduisent des conditions de premier ordre. Les analyses graphiques de fonctions de variabilité des arguments sous l'un ou l'autre des deux régimes vont renforcer cette approche statistique et économétrique de la méthode d'analyse afin de mettre en relief le « *free lunch* ».

- *Nature, traitement et sources des données*

L'étude de l'efficacité comparée des politiques de ciblage du taux d'inflation et de niveau des prix implique un panel de variables économiques de politique monétaire et de mesure de l'activité notamment celles représentant les cibles de politique monétaire : le taux d'inflation,

le niveau des prix, le produit intérieur brut (effectif et potentiel). Toutes les séries utilisées sont en fréquence trimestrielle, comme cela est souvent le cas dans les travaux empiriques relatives à la politique monétaire (Taylor, 1993 ; Ball, 1997 ; Svensson, 1999 ; Dittmar et Gavin, 2000 ; Dittmar et al, 1999 ; Aubert et Adjemian, 2003 ; Ténou, 2002), ceci pour tenir compte de la courte nature du terme de la politique monétaire. Pour la plupart, les séries sont prises en logarithme. L'étude couvre la période de 1993.IV à 2008.IV et concerne l'espace UMOA avec une politique monétaire unique exprimée par l'institut d'émission, la BCEAO. Les données utilisées proviennent des Notes d'Informations Statistiques (NIS) et les rapports annuels de la BCEAO et des archives de la Commission de l'UEMOA.

L'Indice Harmonisé des Prix à la Consommation (IHPC) est l'indicateur usuel du niveau général des prix dans l'économie. Son évolution est considérée comme la mesure du niveau général des prix retenue par la Commission de l'UEMOA pour rendre compte de l'inflation¹⁰, justifiée par la forte harmonisation de l'indice dans l'ensemble des pays et son importance relative dans les décisions des agents économiques. A partir des IHPC (base 1996), il existe différentes approches du taux d'inflation. Nous retenons l'inflation en glissement annuel mesurée par l'évolution annuelle des prix entre un trimestre donné et le même trimestre de l'année précédente, comme dans la plupart des études - dont Taylor (1993) - afin d'éviter les variations erratiques¹¹. L'écart d'inflation étant la différence entre le taux observé et le taux objectif, il se calcule aisément. La banque centrale fixe en effet un taux d'inflation ex-ante ($\pi^* = 2\%$) pour tenir compte de l'objectif de stabilité des prix dans la zone UMOA. Alors l'écart d'inflation se déduit ($\pi_t - \pi^*$).

L'activité économique est représentée dans l'analyse par le produit intérieur brut agrégé pour l'ensemble des pays¹². De façon générale, l'indicateur auquel les banques centrales sont supposées réagir constitue l'écart de production (output-gap) obtenu par différenciation du PIB effectif par rapport à son niveau potentiel qui reste inobservable. Plusieurs méthodes sont proposées pour évaluer le produit potentiel : le lissage par le filtre Hodrick-Prescott et

¹⁰ Mais il peut être volatile dans les périodes où certaines de ses composantes – prix alimentaires ou prix pétroliers notamment - sont affectées par des chocs transitoires n'influençant pas le rythme de la hausse des prix à moyen et long terme qui est la préoccupation des autorités monétaires. Pour pallier ce problème, il est utilisé parfois une mesure de l'inflation sous-jacente ou structurelle. Mais avec l'adoption de l'IHPC base 2008, d'importantes améliorations ont été apportées qui permettent de réduire la volatilité notamment avec l'élargissement du champ des consommation couvertes.

¹¹ Cette approche diffère bien de celle de Svensson et d'autres qui considèrent le taux d'inflation par rapport au trimestre précédent. Si cette méthode s'applique bien dans les économies non extraverties, elle ne saurait rendre compte aussi efficacement de la variation du niveau des prix dans l'UMOA en raison de l'importance des effets transitoires.

¹² Il pourrait être plus utile et plus pertinent d'adopter un processus d'agrégation des données nationales suivant une pondération liée à la taille de l'économie considérée dans l'activité économique globale de l'union.

l'ajustement d'une tendance, l'analyse de modèles VAR structurels et de modèles à composantes inobservables (dont le filtre de Kalman) puis, une évaluation fondée sur une méthode structurelle dans laquelle la production du secteur marchand est décrite par une fonction Cobb-Douglas alors que celle du secteur non-marchand est supposée exogène. La mise en œuvre pratique des différentes méthodes achoppe au manque de données statistiques fiables lié à l'indétermination du seuil de plein emploi pour les pays à économie sous développée notamment. La méthode d'estimation dépend évidemment de l'étude. Le processus de filtrage Hodrick-Prescott est adopté dans le cadre de cette étude : les insuffisances de cette approche sont connues car étant dépourvue de fondements théoriques rigoureux mais elle est justifiée par l'absence de données et de repères méthodologiques pratiques pour en adopter d'autres. Par la suite, l'obtention de données infra-annuelles découle du processus de trimestrialisation des séries annuelles de l'output gap tel qu'il résulte de l'algorithme d'interpolation proposé par Goldstein et Khan (1976).

4- Les résultats empiriques

Deux tests standards ont été utilisés pour l'étude de la stationnarité des séries : le test de Dickey-Fuller Augmenté (ADF) et le test de Phillips-Perron (PP) pour la solidité du résultat. Ils sont effectués avec ou sans inclusion de constante et de tendance déterministe sous l'hypothèse nulle de la présence d'une racine unitaire ou la non stationnarité. Les résultats sont consignés dans la table 1 qui suit.

Table 1 : Résultats du test de stationnarité des variables

<i>Variables</i>	<i>ADF test</i>				<i>Résultats</i>
	<i>En niveau</i>		<i>En différence</i>		
	<i>t statistic</i>	<i>Critical value</i>	<i>t statistic</i>	<i>Critical value</i>	
lhpc	0.174	-2.924	-5.602**	-2.925	I(1)
Inflation	-3.29**	-2.928	-	-	I(0)
Output gap	-3.63**	-2.924	-4.023**	-2.925	I(0)

<i>Variables</i>	<i>Phillips Perron test</i>				<i>Résultats</i>
	<i>En niveau</i>		<i>En différence</i>		
	<i>t statistic</i>	<i>Critical value</i>	<i>t statistic</i>	<i>Critical value</i>	
lhpc	-6.963	-13.38	-30.02**	-13.372	I(1)
Inflation	-24.21**	-13.34	-	-	I(0)
Output gap	-9.596	-13.38	-68.04**	-13.372	I(1)

Notes: ** Tests significatifs au seuil de 5%.

Les résultats des deux différents tests sont unanimes sur la variable de niveau des prix (ihpc), stationnaire en première différence sans tendance ni constante au seuil de 5%¹³; le niveau des prix est donc intégré d'ordre 1. La variable de taux d'inflation en glissement annuel est stationnaire en niveau avec constante mais sans tendance au seuil de 5%. Le test de Phillips-Perron est apparu plus favorable à la stationnarité de la série au seuil de 1% ; le taux d'inflation en glissement annuel est donc intégré d'ordre 0. En niveau, l'écart de production (output gap) est non stationnaire avec le test PP alors qu'elle l'est avec celui de ADF. A contrario, la première différence de la série est stationnaire sans tendance ni constante pour les deux tests se révélant un processus « *Differency Stationary* ». L'écart de production est donc un processus intégré d'ordre 1 ; ainsi se trouve confirmée partiellement, l'hypothèse de persistance de l'écart de production, laquelle est fondamentale pour construire la courbe de Phillips de type néoclassique.

L'output gap retardé inclus dans la spécification joue un important rôle du point de vue de l'inférence statistique, non seulement pour maintenir la nature du processus DS de la variable avec la propriété de non « *mean reversion* » qui élimine tout « *trade-off* » entre variabilité du niveau des prix d'une part et celle de l'inflation d'autre part mais aussi pour solutionner le problème de la régression fallacieuse étant donné la non stationnarité¹⁴. C'est pourquoi, nonobstant l'ordre d'intégration I(1) de la variable, sa différenciation (au prix d'une perte certaine d'informations y contenues) n'a pas été systématique. Compte tenu de la cible communautaire établie à 2%, les équations (10) et (14) sont estimées par l'approche dynamique des moindres carrés ordinaires pour dériver les paramètres DOLS (Dynamic Ordinary Least Squares) consistants en présence des variables à racine unitaire, développée par Stock et Watson (1993). Cette méthode a l'avantage de produire des estimateurs efficaces, interprétables et testables du point de vue de l'inférence statistique, résolvant le problème de régression fallacieuse auquel pourraient conduire les moindres carrés ordinaires (Granger et Newbold, 1974).

En effet, les estimateurs OLS statiques dans les équations (10) et (14) sont biaisés et super consistants avec un pouvoir explicatif R^2 convergeant vers l'unité ; plus spécifiquement, l'instabilité de la distribution asymptotique (non standard) des t-statistiques rend l'inférence difficile. C'est donc pour parer les différents écueils méthodologiques liés aux estimateurs « *static OLS* » que nous recourons aux estimateurs « *dynamic OLS* » suivant l'approche de

¹³ Le critère reposant sur le choix optimal à partir de la valeur k max est retenu avec des estimations successives jusqu'au dernier k significatif (Ng et Perron, 1995).

¹⁴ Hamilton J. (1994), Time series analysis, Princeton University Press, p 561.

Stock et Watson (1993). Le risque de « *spurious regression* » auquel expose la méthode OLS que nous utilisons, s'est révélé impertinent car, outre le fondement économique théorique de la relation, les résidus issus de la forme DOLS estimée, sont testés stationnaires dans les deux modèles¹⁵. Les résultats de l'estimation dont nous présentons en annexe B l'approche DOLS de Stock et Watson (1993) utilisée, sont résumés dans la table 2 qui suit.

Table 2 : Résultats de l'estimation des équations d'offre selon le régime de ciblage

<i>Output gap</i>	<i>Régime de taux d'inflation</i>		<i>Régime de niveau des prix</i>	
	<i>SOLS</i>	<i>DOLS</i>	<i>SOLS</i>	<i>DOLS</i>
Output gap (-1)	0.9221** (7.45)	0.8942** (3.50)	0.9285** (3.459)	0.8991** (2.93)
Ecart d'inflation	0.4565 (1.0342)	0.651 (1.54)		
Ecart de niveau de prix			0.3743 (0.77)	0.753* (1.69)
Ecart type résiduel (s)	0.0542	0.082	0.0341	0.064
Ecart type ajusté (λ^*)		0.299		0.375

Notes : * et ** indiquent respectivement la significativité du test de t-Student avec un seuil de 10% et 5%. Output gap (-1) indique la variable retardée de l'output gap. SOLS (Static OLS) indique les coefficients OLS statiques estimés pour les équations (10) et (14) n'incluant pas des différences avancées ou retardées des exogènes. DOLS (Dynamic OLS) indique les coefficients OLS dynamiques estimés pour la forme augmentée du vecteur cointégrant (spécification B.1 en annexe B). La méthode de calcul de l'écart type ajusté de long terme (λ^*) dans le cas DOLS est décrit en annexe B. Les t-statistiques sous DOLS sont corrigées du facteur d'ajustement (λ^*/s) tel que décrit en annexe B; asymptotiquement identiques au test standard, elles permettent ainsi de tester les paramètres estimés sans risque de sur-consistance.

Les résidus de la régression DOLS sont testés pour mettre en évidence la présence ou l'absence de racines unitaires. Les résultats du test ADF et PP présentés dans la table 3 ci-après, conduisent au rejet de l'hypothèse nulle. La stationnarité des résidus DOLS est suffisante pour réfuter la nature fallacieuse de la régression dont nous utilisons les résultats.

Table 3 : Test de racine unitaire/stationnarité des résidus DOLS

	<i>Nature du Test</i>				<i>Résultats</i>
	<i>ADF</i>		<i>PP</i>		
	<i>t statistic</i>	<i>Critical value</i>	<i>t statistic</i>	<i>Critical value</i>	
Résidus DOLS	-3.798	-2.964	-4.458	-2.961	I(0)

Notes: ** Tests effectués au seuil de 5%.

¹⁵ Le rejet de l'hypothèse nulle de racine unitaire basé sur les résidus DOLS et traduisant l'élimination des tendances stochastiques dans la forme estimée est équivalent ici, au rejet d'une plausible régression fallacieuse entre les séries. En outre, l'ajustement de la variance de l'erreur telle que proposé par Stock et Watson (1993) confère aux paramètres estimés, une distribution standard pour l'inférence statistique.

Les caractéristiques attendues des paramètres estimés en régime de taux d'inflation sont bien observées pour la formation de l'écart de production dans l'UMOA : la courbe de Phillips avec persistance est donc caractéristique de la fonction d'offre de court terme dans les pays ($\rho = 0.8942 > 0.5$). Par ailleurs, le paramètre α exprimant la vigueur de la réaction de la production à une variation inattendue de l'inflation s'est révélé significativement nul : l'hypothèse de nullité du paramètre ne peut être rejetée au seuil de 5%, nonobstant le respect de la condition de positivité ($\alpha = 0.651 > 0$). Ceci traduit en effet, une faible réactivité des agents à une variation du taux de l'inflation dans l'espace UMOA sur la période, appelant très assurément, des implications de politique monétaire à envisager dans la suite.

Aussi, lorsque le régime du niveau des prix prévaut, les caractéristiques attendues des paramètres estimés sont bien observées pour la formation de l'écart de production dans l'UMOA : la courbe de Phillips avec persistance est donc caractéristique de la fonction d'offre de court terme dans les pays ($\rho = 0.8991 > 0.5$). Aussi, à l'opposé du régime du taux d'inflation, le paramètre α exprimant la vigueur de la réaction de la production à une variation inattendue du niveau des prix s'est révélé significativement non nul au seuil de 10% seulement : l'hypothèse de nullité du paramètre peut être rejetée à ce seuil (toutefois élevé), avec le respect de la condition de positivité ($\alpha = 0.753 > 0$). Ceci implique que, relativement au régime de taux d'inflation, il est possible de présumer une plus grande réactivité des agents à une variation du niveau des prix dans l'union.

Ces différents résultats autorisent l'étude de la fonction de réaction (ou fonction de perte) de la banque centrale pour les deux régimes de ciblage. Les deux programmes d'optimisation sont résolus et les conditions de premier ordre de cette optimisation avec le multiplicateur Lagrangien se déduisent ; la méthode d'identification des coefficients présentée en annexe A permet d'obtenir les solutions optimales des programmes. La table 4 ci-après présente une synthèse des solutions obtenues pour cette optimisation de la fonction de perte suivant les deux régimes de ciblage. L'analyse de ces principaux résultats permet d'apprécier les déterminants des deux arguments entrant dans la fonction de réaction de la banque centrale.

Table 4
Synthèse récapitulative des résultats de l'optimisation suivant la règle de ciblage visée

Arguments	Régime de taux d'inflation	Régime de niveau des prix
(1) y_t	$\rho y_{t-1} + \frac{1 - \beta\rho^2}{1 - \beta\rho^2 + \lambda\alpha^2} \varepsilon_t$	$\rho y_{t-1} + \frac{1 - \beta\rho^2}{1 - \beta\rho^2 + \lambda\alpha^2} \varepsilon_t$
(2) σ_y^2	$\frac{(1 - \beta\rho^2)^2}{(1 - \rho^2)(1 - \beta\rho^2 + \lambda\alpha^2)^2} \sigma_\varepsilon^2$	$\frac{(1 - \beta\rho^2)^2}{(1 - \rho^2)(1 - \beta\rho^2 + \lambda\alpha^2)^2} \sigma_\varepsilon^2$
(3) π_t	$\pi^* - \frac{\alpha\lambda\rho}{1 - \beta\rho^2} y_{t-1} - \frac{\alpha\lambda}{1 - \beta\rho^2 + \lambda\alpha^2} \varepsilon_t$	$\pi^* - \frac{\alpha\lambda\rho}{1 - \beta\rho^2} (y_{t-1} - y_{t-2}) - \frac{\alpha\lambda}{1 - \beta\rho^2 + \lambda\alpha^2} (\varepsilon_t - \varepsilon_{t-1})$
(4) σ_π^2	$\frac{(\alpha\lambda)^2}{(1 - \rho^2)(1 - \beta\rho^2 + \lambda\alpha^2)^2} \sigma_\varepsilon^2$	$\frac{2(\alpha\lambda)^2}{(1 + \rho)(1 - \beta\rho^2 + \lambda\alpha^2)^2} \sigma_\varepsilon^2$
(5) p_t	$p_{t-1} + \pi^* - \frac{\alpha\lambda\rho}{1 - \beta\rho^2} y_{t-1} - \frac{\alpha\lambda}{1 - \beta\rho^2 + \lambda\alpha^2} \varepsilon_t$	$p_t^* - \frac{\alpha\lambda\rho}{1 - \beta\rho^2} y_{t-1} - \frac{\alpha\lambda}{1 - \beta\rho^2 + \lambda\alpha^2} \varepsilon_t$
(6) $Var(p_t)$	∞	$\frac{(\alpha\lambda)^2}{(1 - \rho^2)(1 - \beta\rho^2 + \lambda\alpha^2)^2} \sigma_\varepsilon^2$

Source : Construit à partir des résultats du programme d'optimisation et de la dérivation des variances sous les deux régimes de ciblage.

Le principal outil méthodologique constitue l'analyse des variabilités respectives des deux arguments de la fonction de réaction à travers leurs variances non conditionnelles, lesquelles permettent de mettre en évidence les avantages comparés des deux règles de ciblage du niveau des prix et du taux d'inflation et puis le gain de bien-être résultant de la première règle dans l'UMOA.

La ligne (1) de la table 4 présente l'équation de formation de l'écart de production. Un premier résultat principal se déduit : l'output gap se forme indépendamment de la règle de ciblage adoptée par la banque centrale selon un processus autorégressif d'ordre AR(1). Ainsi se confirme la persistance de l'output gap dans la fonction d'offre globale représentant la courbe de Phillips dans l'espace UMOA. Selon la cible retenue, l'estimation du paramètre ρ donne respectivement 0.8942 et 0.8991 pour la règle du taux d'inflation et la règle de niveau des prix¹⁶ ; il est trivial que ces valeurs sont suffisamment élevées pour marquer l'effective persistance de l'output gap dans l'union. Comme il sera précisé davantage dans la suite, les conditions nécessaires à une moindre variabilité de l'inflation en régime de ciblage du niveau

¹⁶ Les deux valeurs du paramètre sont testées non différentes statistiquement.

des prix sont ainsi vérifiées¹⁷. Pour l'économie américaine, Svensson (1999) puis Dittmar et al. (1999) estiment une valeur de 0.9. Pour cette valeur probable de $\rho = 0.9$, la variance du taux d'inflation serait cinq fois plus élevée lorsque la banque prend pour cible le taux d'inflation que lorsqu'elle vise le niveau des prix, à variance donnée de l'écart de production (Parkin, 2001). L'existence du « *free lunch* » lié à la règle de ciblage du niveau des prix dans l'UMOA est alors plausible.

La ligne (2) de la table 4 présente la variance non conditionnelle de l'écart de production. Particulièrement, l'équation étant identique pour les deux régimes de ciblage, la variabilité de cet argument de la fonction de perte reste la même, suivant que la banque prend pour cible le niveau des prix ou le taux d'inflation. Cette caractéristique permet fondamentalement la comparaison de la variabilité de l'inflation à constante variabilité de l'écart de production. Plus spécifiquement, lorsque la BCEAO décide de n'accorder aucune importance à l'évolution de la production, elle pose $\lambda = 0$, de sorte qu'elle stabilise le taux d'inflation à π^* et laisse l'écart de production suivre le sentier $y_t = \rho y_{t-1} + \varepsilon_t$ avec une variance non conditionnelle égale à $\sigma_\varepsilon^2 / (1 - \rho^2)$. Par ailleurs, si la banque centrale accorde une grande importance à la stabilisation de la production, elle fixe $\lambda = \lambda^*$ de sorte que l'écart de production suive le sentier $y_t = \rho y_{t-1}$ avec une variance non conditionnelle tendant vers la valeur zéro.

La ligne (3) présente l'équation de formation de l'inflation selon les deux régimes de ciblage. A contrario des résultats semblables obtenus pour l'output gap, l'expression de l'inflation reste différente selon que la banque centrale cible le niveau des prix ou le taux d'inflation. En régime de ciblage de taux d'inflation, elle est une fonction linéaire et négative de l'output gap retardé et du choc courant, exprimant une politique contra-cyclique de la banque : consécutivement à un écart positif et un choc d'offre positif, la banque doit agir dans le sens d'un abaissement de l'inflation en dessous de la cible. Par ailleurs, sous une règle de ciblage du niveau des prix, l'inflation est une fonction linéaire et négative de l'output gap en différence seconde et de la différence première du choc, exprimant de même, une réaction d'ajustement contra-cyclique de la banque centrale. L'efficacité des deux ajustements dépend du degré de variabilité de l'écart de production en niveau et en différence : si l'output est suffisamment persistant, sa variabilité en différence reste inférieure à ce qu'elle est en niveau.

¹⁷ Dans son analyse initiale, Svensson (1999) démontre que l'avantage gratuit se matérialise dans un cas bien particulier, soit celui de la courbe de Phillips néo-classique dans laquelle la persistance de la production est endogène, $\rho > 0.5$ avec des coefficients identiques pour les deux régimes de ciblage.

Dans le cadre de la présente étude appliquée à l'espace UMOA, l'estimateur du paramètre ρ s'est trouvé significativement non nul et égal à 0.89, selon que la BCEAO considère la cible de taux d'inflation ou de niveau des prix. Il s'en déduit qu'à constante variabilité de la production, la variabilité de l'inflation est réduite sous le régime de ciblage du niveau des prix dans l'union, le paramètre estimé vérifiant la condition nécessaire. Svensson (1999) note qu'elle est une condition à la fois nécessaire et suffisante sous l'hypothèse d'output gap cible nul. Ainsi, il ne peut être rejeté dans le cadre de la politique de stabilisation des prix et de l'activité dans l'espace UMOA, l'existence d'un « *free lunch* » dans le choix d'une règle de ciblage basée sur le niveau des prix. Ce résultat fondamental qui corrobore l'hypothèse de l'étude est mis en relief dans la section suivante en simulant plusieurs scénarios à partir des valeurs de référence fixées pour analyser l'arbitrage qui peut s'opérer.

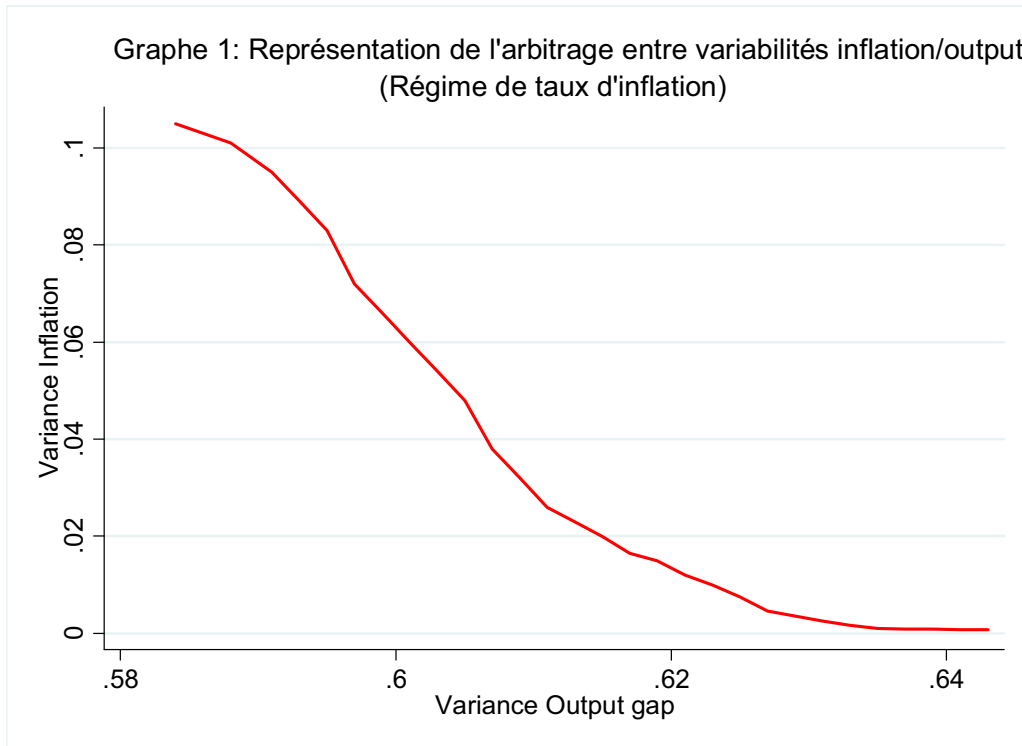
5- Etalonnage des règles et esquisse graphique du « *free lunch* »

La détermination et l'analyse comparative de la relation d'arbitrage entre la variabilité de l'inflation et celle de la production pour les deux régimes de ciblage, procèdent d'un étalonnage qui fait varier le paramètre λ de zéro (aucune importance accordée à la stabilisation de l'écart de production) à une valeur suffisamment élevée qui annule presque la variance de la production¹⁸. Outre les valeurs estimées pour les paramètres ρ et α à partir du modèle empirique étudié, l'analyse de la variabilité implique de disposer des valeurs de référence pour les autres paramètres à savoir, λ et β . Dans la littérature, ces valeurs dépendent essentiellement de la périodicité des observations : plus l'intervalle est long, plus les valeurs de ρ et β sont faibles, mais plus la valeur de α est élevée (Parkin, 2001). Le paramètre d'étalonnage étant ici λ , seule reste à définir, la valeur de β . Comme pour la plupart des études empiriques, Dittmar et Gavin (2000) ont proposé $\beta = 0.99$ dans le cas de données trimestrielles. Nous utilisons cette valeur du paramètre pour effectuer le calibrage. Dans cette perspective, quelques valeurs canoniques de λ sont prises en référence pour représenter les choix de politique monétaire de la banque; les variabilités de l'écart de production et de taux d'inflation qui s'en déduisent sous les deux régimes permettent de rendre compte de la relation d'arbitrage entre les deux objectifs de politique.

Compte tenu de la règle prenant pour cible, le taux d'inflation, il est possible de reproduire l'arbitrage qui s'offre à la banque centrale entre la variabilité de la production d'une part puis celle de l'inflation d'autre part. Le graphe 1 ci-après traduit cette relation d'arbitrage de la

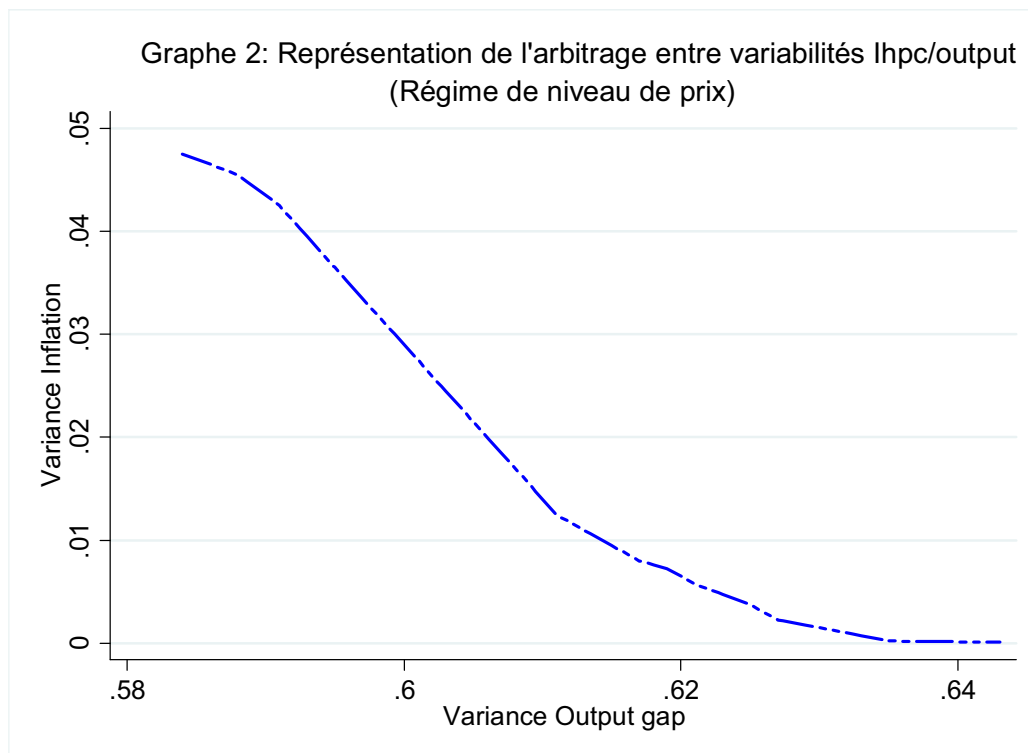
¹⁸ Dans le cas de la règle de Svensson cependant, l'éventail des arbitrages possibles est limité par la condition à laquelle doit satisfaire λ .

BCEAO suivant des valeurs précises de λ , le poids accordé à la stabilisation de la production dans l'union.



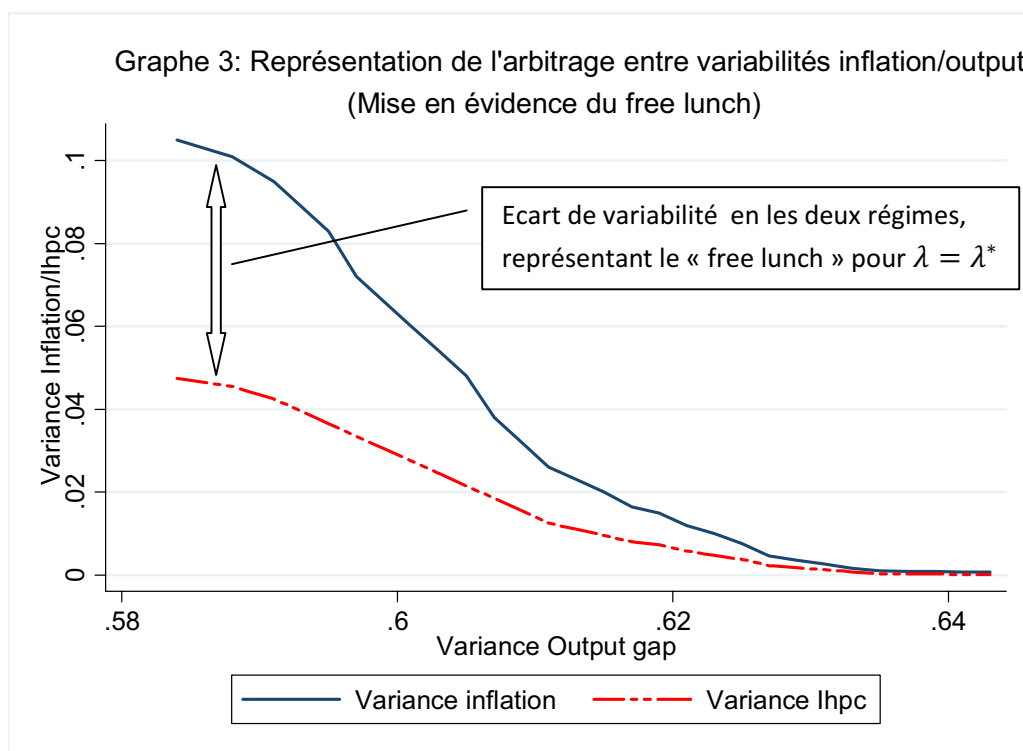
A titre d'exemple, avec une valeur de $\lambda = 35$, la BCEAO fait une priorité à la stabilisation de la production ; il en résulte une forte variabilité de l'inflation qui demeure encore, même au-delà de ce poids relatif, concomitamment avec une variabilité certes faible de la production. En conséquence, à l'opposé des études de Parkin (2001), Dittmar et al (1999), dans lesquelles l'output est stabilisé avec $\lambda = 8$, annihiler la variabilité de la production dans l'espace UMOA implique un poids suffisamment élevé ($\lambda \rightarrow \infty$), donc toute l'attention de l'autorité monétaire au détriment de la stabilité des prix. Par ailleurs, la tendance décroissante de la relation traduit bien l'arbitrage car, à mesure que λ diminue, la variabilité de l'inflation baisse considérablement pour s'annuler lorsque $\lambda = 0$ avec une forte variabilité de l'écart de production.

Lorsque la cible est définie par rapport au niveau des prix, le calibrage a été effectué pour différentes valeurs du paramètre de choix de politique monétaire λ . Il est possible de reproduire l'arbitrage qui s'offre à la banque centrale entre la variabilité de la production d'une part puis celle du taux d'inflation d'autre part. Le graphe 2 ci-après traduit cette relation d'arbitrage de la BCEAO suivant des valeurs précises de λ , le poids accordé à la stabilisation de la production dans l'espace.



Les mêmes observations qui sont faites précédemment demeurent en règle de ciblage du niveau des prix : éliminer la variabilité de la production dans l'espace UMOA implique un poids suffisamment élevé ($\lambda \rightarrow \infty$), donc toute l'attention des autorités au détriment de la stabilité des prix. Par ailleurs, la tendance décroissante de la relation traduit bien l'arbitrage car à mesure que λ diminue, la variabilité de l'inflation baisse considérablement pour s'annuler lorsque $\lambda = 0$ avec une forte variabilité de l'écart de production.

Le graphe 3 qui présente les deux courbes de variabilités dans un même repère permet de mettre en évidence l'existence de « l'avantage gratuit » dans l'espace UMOA. La moindre variabilité de l'inflation lorsque la cible est formulée en terme de niveau des prix est observable sur cette figure : indépendamment de la valeur donnée au paramètre λ , la variabilité de l'inflation reste inférieure à celle qui résulte d'une règle de ciblage du taux d'inflation. En moyenne, la variance du taux d'inflation est deux fois plus élevée lorsque la BCEAO prend pour cible le taux d'inflation que lorsqu'elle vise le niveau des prix, à variance donnée de l'écart de production. Le graphe 3 illustre assez bien le double arbitrage entre les deux variabilités et donc, « l'avantage gratuit » qui en découle lorsque la cible est formulée en fonction du niveau des prix. Cette analyse graphique corrobore davantage l'hypothèse du « *free lunch* » dans l'espace UMOA pour la période de l'étude.



6- Conclusion

L'objectif de ce papier a été la mise en évidence de « l'avantage gratuit » qui existe à cibler le niveau des prix plutôt que le taux d'inflation à partir d'une fonction de perte de la BCEAO sous la contrainte d'une courbe de Phillips représentant la formation de l'écart de production dans la zone UMOA. Ceci résulte de l'appréciation de la variabilité de l'inflation pour les deux règles de ciblage d'une part puis l'arbitrage entre les objectifs de croissance du produit et de stabilité des prix dans l'UMOA sur la période 1993 -2008. Deux étapes fondamentales et complémentaires inspirées de Svensson (1999) ont constitué la méthodologie de l'étude empirique : une fonction d'offre représentée par une courbe de Phillips avec persistance de l'output gap puis une fonction de perte quadratique de la BCEAO.

Des résultats empiriques obtenus, il ressort que l'écart de production se forme selon une courbe de Phillips avec suffisamment de persistance ($\rho > 0.5$) quelle que soit la cible visée en objectif; la condition nécessaire et suffisante à l'existence de « l'avantage gratuit » est alors vérifiée. Cependant, l'écart de production est moins un indicateur avancé de l'inflation contrairement au cas des économies développées ; le mode de transmission de la politique monétaire étant en cause. Aussi, l'offre semble fonctionner indépendamment des anticipations, des prévisions ou des réalisations de prix, aussi bien en niveau qu'en variation.

A l'équilibre optimal, l'inflation et l'output gap ont été dérivés en fonction des paramètres

d'actualisation et du poids relatif de l'arbitrage entre l'inflation et la production. L'analyse comparative des variances de l'inflation sous les deux régimes de ciblage permet de discriminer les deux règles de ciblage. Il est apparu empiriquement qu'à variabilité égale de la production, la règle de ciblage du niveau des prix assure effectivement une moindre variabilité de l'inflation comparativement à la règle qui considérerait la cible de taux d'inflation. Plus pratiquement, il y a un gain de bien-être social à cibler le niveau des prix.

Afin de mieux apprécier ce résultat, une analyse graphique des différentes variabilités est faite avec un étalonnage précis des variances pour certaines valeurs des paramètres du modèle. En moyenne, la variance du taux d'inflation est apparue deux fois plus élevée lorsque la BCEAO prend pour cible le taux d'inflation que lorsqu'elle vise le niveau des prix, à variance donnée de l'écart de production. Cette analyse graphique corrobore davantage l'hypothèse du « *free lunch* » dans l'espace UMOA. Dans la pratique, lorsque le niveau des prix est pris pour cible, il réagit directement à l'écart de production, de sorte que le taux d'inflation réagit alors à la variation de l'écart de production. Or, il est établi qu'à condition que le choc d'offre soit suffisamment persistant ($\rho > 0.5$), comme c'est le cas dans l'espace UMOA étudié, la variance de la variation de l'écart de production reste inférieure à celle de l'écart lui-même.

Eu égard à ce résultat empirique, il est loisible pour la BCEAO d'adopter la politique de ciblage des prix en niveau plutôt qu'en variation pour tirer avantage du gain en bien-être qui en résulterait. Elle a l'avantage d'atténuer le problème d'incohérence temporelle de la politique monétaire, l'affranchissant d'une réalité factuelle selon laquelle aucune banque centrale ne dispose de la technologie lui permettant de s'engager sur sa politique future. C'est la recommandation principale qui est faite avec des implications nécessaires du point de vue de la politique monétaire et du statut de la banque centrale comme contraintes et conditions à la mise en œuvre de la règle. Au niveau de la politique monétaire, elle implique une économie intégrée et moins tributaire des chocs externes de prix, et de matières premières, qui peuvent invalider la persistance endogène de la production. Au niveau institutionnel, la transparence, la crédibilité et l'indépendance de la banque centrale sont aussi importantes. Le devoir de transparence qui s'impose aux autorités monétaires contribue à réduire l'incertitude quant aux orientations futures de la politique monétaire tout en renforçant la crédibilité et la responsabilité de la banque. Au même titre que la transparence, la crédibilité est un élément fondamental dans la mise en œuvre efficace de la règle de ciblage du niveau des prix. La troisième dimension institutionnelle de la banque centrale indispensable à l'efficacité de la règle de ciblage constitue son indépendance.

Références bibliographiques

- Aubert L., Adjemian S. (2003), « Cible d’Inflation ou de Niveau de Prix: Quelle Option Retenir pour la Banque Centrale dans un Environnement “Nouveau Keynésien”? ». *Recherches Économiques de Louvain – Louvain Economic Review* 69(3), pp. 297-313.
- Barnett, R. and M. Engineer (2000), “When Is Price-Level Targeting a Good Idea?” *Price Stability and the Long-Run Target for Monetary Policy*, 101–43, Ottawa: Bank of Canada.
- Batini, N. and A. Yates. (2003), “Hybrid Inflation and Price-Level Targeting.” *Journal of Money, Credit and Banking* 35 (3): 283–300.
- Cateau Gino (2008), “Price Level versus Inflation Targeting under Model Uncertainty”, *Working Paper N°2008-15*, Bank of Canada.
- Cecchetti, S.G. and Kim J. (2005), “Inflation Targeting, Price-Path Targeting, and Output Variability”, In *The Inflation-Targeting Debate*, edited by B. S. Bernanke and M. Woodford, 173–95, University of Chicago Press for National Bureau of Economic Research.
- Cecchetti, S.G., Krause S. (2006), “Inflation Targeting versus Price-Path Targeting: looking for improvements.” In *Working Paper N°399*, Central Bank of Chili.
- Coletti D., Lalonde R. and Muir D. (2008), “Inflation Targeting and Price Level Path Targeting in the GEM: Some Open Economy Considerations”, *Working Paper N°2008-6*, Bank of Canada,
- Coulombe, S. (1998), « La Nature Intertemporelle de l’Information Véhiculée par le Système de Prix ». In : *Stabilité des prix, cibles en matière d’inflation et politique monétaire*, actes d’un colloque tenu à la Banque du Canada, mai 1997, Ottawa, Banque du Canada, p. 3-30.
- Covas F. and Zhang Y. (2008), “Price-Level versus Inflation Targeting with Financial Market Imperfections”, *Working Paper N°2008-26*, Bank of Canada.
- Croce E., et Khan M. (2000), « Régimes Monétaires et Ciblage d’Inflation », in *Finance & Développement*, Septembre.
- Diane B. (2010), « Estimation d’une règle de ciblage d’inflation pour la BCEAO », Document d’étude et de recherche, N° DER/10/04, Décembre.
- Diop P. L. (2000), « Estimation de la Production Potentielle de l’UEMOA », *NIS N° 506*, Etudes et Recherches, BCEAO.
- Dittmar, R. and W.T. Gavin (2000), “What Do New-Keynesian Phillips Curves Imply for Price-Level Targeting?” *Federal Reserve Bank of St. Louis Review* (March): 21–30.
- Dittmar, R., Gavin T. and Kydland E. (1999), “The Inflation-Output Variability Tradeoff and Price-Level Targets,” *Federal Reserve Bank of St. Louis Review* (February), pp. 23-31.
- Engone Mve S. (2003), « La Cible d’Inflation en Zone CEMAC », *Economie & Gestion – vol. 4, n°1, jan-juin 2003 p.30-54*.
- FMI (1996), « Hauts et Bas de l’Inflation : Analyse du Bilan de l’Après-guerre », in *Perspectives de l’Economie Mondiale*, Chapitre VI.
- Hamilton J. (1994), *Time series analysis*, Princeton University Press.
- Kako N. (2002), « L’Impact de la Variation des Taux d’Intérêt Directeurs de la BCEAO sur l’Inflation et la Croissance dans l’UMOA », *Notes d’Information Statistique N° 526*, BCEAO, Juin.

- Kako N. (2003) «L'Efficacité de la Politique Monétaire de la Banque Centrale des Etats d'Afrique de l'Ouest depuis la Libéralisation de 1989».
- Kiley M.T. (1998), "Monetary Policy under Neoclassical and New-Keynesian Phillips Curves, with an Application to Price Level and Inflation Targeting", Federal Reserve Board, Washington, may.
- Kryvstov, O., M. Shukayev, and A. Ueberfeldt (2008), "Adopting Price-Level Targeting under Imperfect Credibility: An Update.", *Working Paper No. 2008-37*, Bank of Canada.
- Kydland, E. and Prescott E. (1977), "Rules Rather Than Discretion: The Inconsistency of Optimal Plans," *Journal of Political Economy*, pp. 473-91.
- Ndiaye M. O. (2007), « Respect des critères de convergence vs harmonisation des critères de convergence : étude comparative des performances des indicateurs de convergence économique dans la zone franc en Afrique UEMOA et CEMAC, Revue africaine de l'intégration, Vol 1, N° 2, Juillet.
- Parkin M. (2001), "What Have We Learned About Price Stability", Colloque de la Banque Centrale du Canada, "Price Stability and the Long-Run Target for Monetary Policy", Juin.
- Rogoff, K. (1985), "The Optimal Degree of Commitment to an Intermediate Monetary Target." *Quarterly Journal of Economics* 100(4): pp.1169-90.
- Rudebusch G. and Svensson L. (1998), "Policy Rules for Inflation Targeting", *NBER Working Paper n°6512*, April, pp. 1-5, Princeton University Press.
- Siri A. (2007), Elargissement Monétaire en Afrique de l'Ouest : la Règle Monétaire Optimale pour la Future Banque Centrale de la CEDEAO, Thèse unique, CEDRES, UFR/SEG, Université de Ouagadou.
- Stiglitz J. (2008), « L'échec du Ciblage d'Inflation », Chronique in *Les Echos du 26 Mai 2008*, p 17.
- Stock J. et Watson M. (1993), "A simple estimator of cointegrating vector in higher order integrated systems", *Econometrica*, Vol. 61, No. 4 (July), pp. 783-820.
- Svensson Lars E.O. (1997), "Optimal Inflation Targets, "Conservative" Central Banks, and Linear Inflation Contracts", *American Economic Review*, Vol 87, N°I, pp 98-114, March.
- Svensson Lars E.O. (1999), "Price Level Targeting VS. Inflation Targeting: A Free Lunch?", *Journal of Money, Credit, and Banking*, Vol. 31, N_3, pp 277-295.
- Svensson Lars E.O. (2003), «What is Wrong with Taylor Rules? Using Judgment», in Monetary Policy through Targeting Rules, *Journal of Economic Literature*, juin, pp. 426-477.
- Svensson Lars E.O. (2006), "Optimal Inflation Targeting: Further Developments of Inflation Targeting." In *Working Paper N°403*, Central Bank of Chili.
- Taylor, J. B. (1993), "Discretion versus Rules in Practice," Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy 39, 195—214.
- Ténou K. (2002), « La règle de Taylor, un exemple de règle de politique monétaire appliquée au cas de la BCEAO », p. 21, BCEAO, *Etudes et recherches, NIS N° 523*, Mars.
- Vestin, D. (2006), "Price-Level Targeting versus Inflation Targeting in a Forward-Looking Model." *Journal of Monetary Economics* 53(7): 1361-76.
- Yetman James (2005), "The credibility of the monetary policy "free lunch", " *Journal of Macroeconomics*, Elsevier, vol. 27(3), pages 434-451, September.

**ANNEXE A : PROCESSUS D'OPTIMISATION DE
LA FONCTION**

Une fonction d'offre globale de court terme, d'inspiration néo classique, représentée par une courbe de Phillips avec persistance et illustre le fonctionnement d'un régime visant la réalisation de cibles d'inflation (π_t) ou de niveau des prix (p_t) dans laquelle l'écart de production est généré alternativement par les équations :

$$y_t = \rho y_{t-1} + \alpha(\pi_t - E_{t-1}\pi_t) + \varepsilon_t \quad (\text{A.1})$$

$$y_t = \rho y_{t-1} + \alpha(p_t - E_{t-1}p_t) + \varepsilon_t \quad (\text{A.2})$$

I- En régime de ciblage de l'inflation

La fonction de perte représente le comportement de la Banque Centrale avec pour arguments, l'inflation et l'écart de production suivant l'équation,

$$L_t = \mathbb{E}_t \sum_{\tau=t}^{\infty} \beta^{\tau-t} 1/2 [(\pi_{\tau} - \pi^*)^2 + \lambda(y_{\tau})^2] \quad (\text{A.3})$$

Le processus d'optimisation approprié de la Banque qui use de son pouvoir discrétionnaire au cours de chaque période pour minimiser L_t dans l'équation (A.3) sous la contrainte imposée par l'équation (A.1) pour définir le couple (y_t, π_t) est,

$$\min \mathbb{E} \left[\sum_{t=t_0}^{\infty} \beta^{t-t_0} 1/2 [(\pi_t - \pi^*)^2 + \lambda(y_t)^2 - \mu_t (y_t - \rho y_{t-1} - \alpha(\pi_t - E_{t-1}\pi_t) - \varepsilon_t)] \right]$$

Les conditions de premier ordre de cette optimisation avec le multiplicateur Lagrangien se déduisent ainsi. Par rapport à l'argument y_t , elles donnent :

$$2\lambda y_t - \mu_t + \beta\rho E_t \mu_{t+1} = 0 \quad (\text{A.4})$$

En résolvant l'équation lagrangienne par rapport à l'argument π_t , la condition de premier ordre donne :

$$2(\pi_t - \pi^*) + \alpha\mu_t = 0 \quad (\text{A.5})$$

En éliminant le multiplicateur lagrangien des conditions de premier ordre, il en résulte l'équation d'Euler représentée par :

$$\lambda y_t + \frac{1}{\alpha}(\pi_t - \pi^*) - \frac{\beta\rho}{\alpha} E_t(\pi_{t+1} - \pi^*) = 0 \quad (\text{A.6})$$

Il est postulé une solution¹⁹ linéaire de l'équation (A.6) représentative de la règle de décision relativement à l'inflation comme étant de la forme,

¹⁹ A l'instar des études antérieures dans la résolution du programme, la méthode des coefficients Indéterminés est utilisée. Le principe consiste à anticiper la forme fonctionnelle générale de la solution et ensuite d'utiliser le modèle pour déterminer la valeur précise des coefficients.

$$\pi_t = A_1 + A_2 y_{t-1} + A_3 \varepsilon_t \quad (\text{A.7})$$

A partir de cette forme anticipée, les anticipations à la période $t - 1$ peuvent s'écrire :

$$E_{t-1}\pi_t = A_1 + A_2 y_{t-1} \quad (\text{A.8})$$

Les équations (A.7) et (A.8) sont intégrées dans la fonction d'offre représentative de la courbe de Phillips et la contrainte du programme (équation A.1). L'équation d'output gap prend la forme :

$$y_t = \rho y_{t-1} + (1 + \alpha A_3)\varepsilon_t \quad (\text{A.9})$$

Il est à observer que la règle de décision en matière d'inflation reste invariante suivant les périodes. En conséquence, l'inflation à la période $t + 1$ s'écrit :

$$\pi_{t+1} = A_1 + A_2 y_t + A_3 \varepsilon_{t+1}$$

$$\pi_{t+1} = A_1 + A_2[\rho y_{t-1} + (1 + \alpha A_3)\varepsilon_t] + A_3 \varepsilon_{t+1} \quad (\text{A.10})$$

La substitution des facteurs π_{t+1} et π_t par leurs expressions respectives, représentées par (A.7) et (A.10) dans la relation de condition de premier ordre (A.6), compte tenu de l'anticipation, permet de déterminer les coefficients A_1, A_2, A_3 par la méthode d'identification des coefficients.

$$\begin{aligned} \lambda y_t + \frac{1}{\alpha}(A_1 + A_2 y_{t-1} + A_3 \varepsilon_t - \pi^*) \\ - \frac{\beta\rho}{\alpha}(A_1 \\ + A_2[\rho y_{t-1} + (1 + \alpha A_3)\varepsilon_t] - \pi^*) \\ = 0 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} y_t + \frac{1}{\alpha\lambda}(A_2 - \beta\rho^2 A_2)y_{t-1} \\ + \frac{1}{\alpha\lambda}[A_3 \\ - \beta\rho A_2(1 + \alpha A_3)]\varepsilon_t + A_1(1 - \beta\rho) \\ - (1 - \beta\rho)\pi^* = 0 \end{aligned}$$

Soit,

$$y_t = -\frac{1}{\alpha\lambda}(A_2 - \beta\rho^2 A_2)y_{t-1} - \frac{1}{\alpha\lambda}[A_3 - \beta\rho A_2(1 + \alpha A_3)]\varepsilon_t - \frac{1}{\alpha\lambda}(A_1 - \pi^*)(1 - \beta\rho) \quad (\text{A.11})$$

En procédant à l'identification des équations (A.9) et (A.11), il se dégage :

$$\rho = -\frac{1}{\alpha\lambda}(A_2 - \beta\rho^2 A_2) \quad (\text{A.12})$$

$$(1 + \alpha A_3) = -\frac{1}{\alpha\lambda}[A_3 - \beta\rho A_2(1 + \alpha A_3)] \quad (\text{A.13})$$

$$-\frac{1}{\alpha\lambda}(A_1 - \pi^*)(1 - \beta\rho) = 0 \quad (\text{A.14})$$

La résolution de ce système de trois équations à trois inconnues permet de déduire les valeurs des coefficients. Soit,

$$A_1 = \pi^*$$

$$A_2 = \frac{-\alpha\lambda\rho}{1-\beta\rho^2}$$

$$A_3 = \frac{-\alpha\lambda}{1-\beta\rho^2 + \lambda\alpha^2}$$

En remplaçant A_1 , A_2 et A_3 par leurs valeurs ainsi identifiées, les expressions définitives de la production et de l'inflation sont donc :

$$y_t = \rho y_{t-1} + \frac{1-\beta\rho^2}{1-\beta\rho^2 + \lambda\alpha^2} \varepsilon_t \quad (\text{A.15})$$

$$\pi_t = \pi^* - \frac{\alpha\lambda\rho}{1-\beta\rho^2} y_{t-1} - \frac{\alpha\lambda}{1-\beta\rho^2 + \lambda\alpha^2} \varepsilon_t \quad (\text{A.16})$$

Avec,
$$\sigma_y^2 = \frac{(1-\beta\rho^2)^2}{(1-\rho^2)(1-\beta\rho^2 + \lambda\alpha^2)^2} \sigma_\varepsilon^2$$

Et
$$\sigma_\pi^2 = \frac{(\alpha\lambda)^2}{(1-\rho^2)(1-\beta\rho^2 + \lambda\alpha^2)^2} \sigma_\varepsilon^2$$

II- En régime de ciblage du niveau des prix

Lorsque la Banque Centrale choisit de cibler le niveau des prix pour réaliser la stabilité, la fonction de perte représentant ce comportement a pour arguments, le niveau des prix et l'écart de production suivant l'équation,

$$L_t = \mathbb{E}_t \sum_{\tau=t}^{\infty} \beta^{t-\tau} 1/2 [(p_t - p_t^*)^2 + \lambda(y_t)^2] \quad (\text{A.17})$$

Le processus d'optimisation approprié de la Banque qui use de son pouvoir discrétionnaire au cours de chaque période pour minimiser L_t dans l'équation (A.17) sous la contrainte imposée par l'équation (A.2) pour définir le couple (y_t, π_t) est,

$$\min \mathbb{E} \left[\sum_{t=t_0}^{\infty} \beta^{t-t_0} 1/2 [(p_t - p_t^*)^2 + \lambda(y_t)^2 - \mu_t(y_t - \rho y_{t-1} - \alpha(p_t - p_t^*) - \varepsilon_t)] \right]$$

Les conditions de premier ordre de cette optimisation avec le multiplicateur Lagrangien permettent de déduire les valeurs optimales des arguments. De manière analogue à la résolution du programme sous cible d'inflation, substituant le niveau des prix à l'inflation, l'équation de formation de l'écart de production demeure la même. Ceci reste un résultat fondamental de l'analyse des avantages comparés des règles de ciblage : sous les deux régimes, l'écart de production est identique, représenté précédemment par l'équation (A.15).

Par ailleurs, quand la cible est définie en fonction du niveau des prix, une version de l'équation (A.16) modifiée en conséquence décrit le comportement du niveau des prix :

$$p_t = p_t^* - \frac{\alpha\lambda\rho}{1-\beta\rho^2} y_{t-1} - \frac{\alpha\lambda}{1-\beta\rho^2 + \lambda\alpha^2} \varepsilon_t \quad (\text{A.18})$$

Le taux d'inflation se déduit alors, par substitution.

$$\pi_t = p_t - p_{t-1} = \pi^* - \frac{\alpha\lambda\rho}{1-\beta\rho^2} (y_{t-1} - y_{t-2}) - \frac{\alpha\lambda}{1-\beta\rho^2 + \lambda\alpha^2} (\varepsilon_t - \varepsilon_{t-1})$$

La synthèse des résultats ainsi obtenus lorsque la Banque Centrale prend pour cible le niveau des prix se résume ainsi.

$$y_t = \rho y_{t-1} + \frac{1-\beta\rho^2}{1-\beta\rho^2 + \lambda\alpha^2} \varepsilon_t \quad (\text{A.19})$$

$$\pi_t = \pi^* - \frac{\alpha\lambda\rho}{1-\beta\rho^2} (y_{t-1} - y_{t-2}) - \frac{\alpha\lambda}{1-\beta\rho^2 + \lambda\alpha^2} (\varepsilon_t - \varepsilon_{t-1}) \quad (\text{A.20})$$

Avec,
$$\sigma_y^2 = \frac{(1-\beta\rho^2)^2}{(1-\rho^2)(1-\beta\rho^2 + \lambda\alpha^2)^2} \sigma_\varepsilon^2$$

Et
$$\sigma_\pi^2 = \frac{2(\alpha\lambda)^2}{(1+\rho)(1-\beta\rho^2 + \lambda\alpha^2)^2} \sigma_\varepsilon^2$$

Etant donné,

$$\sigma_\pi^2 = 2(1-\rho) \left(\frac{\alpha\lambda\rho}{1-\beta\rho^2} \right)^2 \sigma_y^2 + 2(1-\rho) \left(\frac{\alpha\lambda}{1-\beta\rho^2 + \lambda\alpha^2} \right)^2 \sigma_\varepsilon^2$$

ANNEXE B : APPROCHE « DYNAMIC OLS » DE STOCK ET WATSON²⁰ (1993).

L'approche dynamique des moindres carrés ordinaires (Dynamic Ordinary Least Squares, DOLS) développée par Stock et Watson (1993) est une procédure basée sur le vecteur cointégrant incluant deux ou plusieurs séries $I(1)$; c'est l'estimation d'une relation de cointégration augmentée (augmented cointegrating regression) avec une spécification similaire à celle du test de Dicker-Fuller augmenté (ADF) ou à celle d'un AR(p) augmenté (augmented autoregressive). Comme le précisent les auteurs, les propriétés asymptotiques des estimateurs deviennent standard et l'inférence statistique peut s'effectuer aisément : "In the $I(1)$ case with a single cointegrating vector, one simply regresses one of the variables onto contemporaneous levels of the remaining variables, leads and lags of their first differences, and a constant, using either ordinary or generalized least squares. The resulting dynamic OLS (respectively GLS) estimators are asymptotically equivalent to the Johansen/Ahn-Reinsel estimator", Stock et Watson (1993), p. 784.

Etant donné les équations (10) et (14), le modèle de cointégration augmentée DOLS est spécifié comme suit,

$$y_t = \psi X + \sum_{j=-q}^p d_j \Delta X_{t-j} + v_t \quad (\text{B.1})$$

²⁰ Présentation inspirée de Hayashi F. (2000), *Econometrics*, Princeton University Press, pp. 650-665.

y_t est la variable output gap. $X = [y_{t-1}, \pi_t - \pi^*]'$ (ou $X = [y_{t-1}, p_t - p^*]'$ en régime de niveau des prix) représente le vecteur $2 \times T$ des variables exogènes. $\psi = [\rho, \alpha]$ est le vecteur 1×2 des paramètres à estimer, représentant le vecteur cointégrant c'est-à-dire, l'effet cumulatif de long terme ou simplement l'effet à long terme d'un changement dans le vecteur X_t sur la variable expliquée y_t ; c'est ce vecteur qui nous intéresse dans le présent cas. d_j représente le vecteur 1×2 des paramètres associés à la composante augmentée de la relation de cointégration. Les nombres q et p représentent respectivement des avances et retards des variables exogènes, dont le choix obéit aux critères d'information BIC et AIC ($q=p=2$ pour la présente étude). Par définition, $Cov(\Delta X_t, v_t) = 0$, autrement dit, les deux séries sont indépendantes, ΔX_t et donc X_t étant strictement exogènes.

Stock et Watson (1993) montrent que sous ces conditions, la différence entre le t-statistique usuelle et celui qui dérive de l'estimation de l'équation (B.1) soit τ , converge en probabilité vers zéro, ce qui implique une distribution asymptotique équivalente pour les deux valeurs de test.

Le test t de l'hypothèse nulle sur les paramètres ($\psi = [\rho, \alpha] = [\rho_0, \alpha_0]$) est asymptotiquement équivalent à,

$$\tau = \frac{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T x_t v_t}{\sqrt{\frac{\sigma_v^2}{T^2} \sum_{t=1}^T (x_t)^2}} \text{ pour } x_t = \{y_{t-1}, \pi_t, p_t\} \quad (\text{B.2})$$

où σ_v^2 représente la variance de l'erreur stochastique v_t dans l'équation (B.1).

Or, la distribution conditionnellement à un échantillon $(x_1, x_2, x_3, \dots, x_T)$ de la quantité $\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T x_t v_t$ est bien $N(0, \frac{\sigma_v^2}{T^2} \sum_{t=1}^T (x_t)^2)$ dont l'écart type correspond au numérateur de τ dans la relation (B.2); d'où, celle de τ conditionnellement à $(x_1, x_2, x_3, \dots, x_T)$ est $N(0,1)$. Ainsi, puisque la distribution conditionnelle de τ est indépendante des observations x_i , il en est de même de sa distribution non conditionnelle²¹. En conséquence, la distribution asymptotique de τ est bien $N(0,1)$.

Les estimateurs OLS du vecteur cointégrant ψ dérivés de la régression de la relation de cointégration augmentée dans l'équation (B.1) sont appelés des estimateurs OLS dynamiques (DOLS) pour les distinguer des estimateurs statiques (SOLS) basés sur le vecteur cointégrant sans les différences retardées ou avancées, c'est-à-dire les équations (10) ou (14). L'inférence statistique portant sur les DOLS s'opère par un ajustement de la valeur de τ en remplaçant la variance de l'erreur v_t par sa valeur de long terme λ_v^2 de sorte que, étant donné l'expression de τ dans (B.2), sa valeur ajustée est $\tau^* = \tau \begin{bmatrix} \lambda_v \\ \sigma_v \end{bmatrix}$, laquelle suit asymptotiquement $N(0,1)$.

Par ailleurs, puisque les statistiques t usuelle et τ sont asymptotiquement identiquement distribuées, il s'en suit que,

$$t \begin{bmatrix} \sigma_v \\ \lambda_v \end{bmatrix} \rightarrow N(0,1), \quad (\text{B.3})$$

ce qui est équivalent à $t \rightarrow N\left(0,1 \begin{bmatrix} \lambda_v \\ \sigma_v \end{bmatrix}\right)$

De manière à obtenir un ajustement équivalent de l'erreur type dans le modèle DOLS, la même correction est suggérée, soit,

$$\text{Erreur type ajustée} = \begin{bmatrix} \lambda_v \\ \sigma_v \end{bmatrix} \cdot \text{Erreur type usuelle} \quad (\text{B.4})$$

Il est certain donc que les valeurs statistiques du test t basées sur cette erreur type ajustée seront normalement distribuées asymptotiquement suivant $N(0,1)$. Dans la pratique, les estimateurs consistants des variances λ_v et σ_v sont considérées : il s'agit de l'erreur type s de l'estimation par OLS qui est consistante pour σ_v d'une part, puis de λ_v^* , un estimateur consistant pour λ_v déterminé par la variance de l'estimation de la forme autoregressive AR (m) des résidus \hat{v}_t définie par (B.5). Le paramètre m ($m=2$ pour la présente étude) est déterminé encore par le critère BIC.

$$\hat{v}_t = \phi_1 \hat{v}_{t-1} + \phi_2 \hat{v}_{t-2} + \dots + \phi_m \hat{v}_{t-m} + e_t \quad (\text{B.5})$$

$$(t = p + 1, \dots, T)$$

De la fonction d'autocovariance de v_t , dérive la variance de long terme dont l'estimateur est,

$$\lambda_v^{*2} = \frac{\sigma_e^2}{[1 - \phi_1 - \phi_2 + \dots + \phi_m]^2} \quad (\text{B.6})$$

$$\text{avec } \sigma_e^2 = \frac{1}{T-m} \sum_{t=m+1}^T e_t^2$$

Ainsi donc, l'expression de l'erreur ajustée dans l'équation (B.4) devient,

$$\text{Erreur type ajustée} = \begin{bmatrix} \lambda_v^* \\ s \end{bmatrix} \cdot \text{Erreur type usuelle} \quad (\text{B.7})$$

Sous cette dernière condition, les statistiques de test sur lesquelles se base l'inférence statistique dans l'approche DOLS sont asymptotiquement identiques aux distributions standard valides en présence de séries stationnaires.

²¹ Voir Hamilton (1994) pour une présentation détaillée.

Soutenabilité de la dette publique extérieure des pays de l'Union Economique et Monétaire Ouest Africaine (UEMOA) : Une analyse empirique

Sarr Fodé Sira¹

RESUME :

La dette publique extérieure des Etats de l'UEMOA n'a pas cessé d'augmenter depuis les indépendances. Cette forte augmentation est due d'une part à la faiblesse des taux de croissance économique par rapport aux taux d'intérêt d'emprunt, et d'autre part, à la récurrence des déficits budgétaires de plus en plus importants. Cette augmentation continue de la dette sans mesures correctrices la rend non soutenable à moyen et long terme. Les tests économétriques effectués confirment notre analyse. La politique budgétaire des pays membres de l'UEMOA ne réagit pas de façon à stabiliser la dette.

INFORMATIONS SUR L'ARTICLE

Historique de l'article :

Soumis le 9 juin 2011

Reçu en version révisée le 21 novembre 2011

Accepté le 10 janvier 2012

Classification J.E.L : H63, H62, E62

Mots clés : *politique budgétaire, dette, soutenabilité, cointégration, stationnarité*

ARTICLE INFORMATIONS

Article history :

Submitted June 9, 2011

Received in revised form November 21, 2011

Accepted January 10, 2012

J.E.L Classification : H63, H62, E62

Keywords : *fiscal policy, debt, sustainability, cointegration, stationarity*

ABSTRACT :

External public debt of the WAEMU countries has been increasing since independence. This increase is partly due to low economic growth rates relative to interest rate loan, and secondly, to the recurring budget deficits increasingly important. This continued increase in the debt without corrective action makes it unsustainable in the medium and long term. The econometric tests carried out confirm our analysis. Fiscal policy of member countries of WAEMU does not react so as to stabilize the debt.

¹ Université de Perpignan Via Domitia– Institut d'Administration des Entreprises – 52, Avenue Paul Auldy – 66860 Perpignan cedex 9

Mail : sniowy@gmail.com

Je remercie vivement le Pr Christophe Tavéra pour ses conseils.

Introduction

La gestion de la dette publique extérieure des pays de l'UEMOA² a toujours été un problème pour les différents gouvernements. Cette dette publique a atteint un niveau de croissance élevée avant 1994. Ce niveau d'endettement croissant depuis le début des années soixante-dix a été l'une des causes de la dévaluation du FCFA³ de 1994. La mise en place de l'Union Économique et Monétaire Ouest Africaine, la surveillance multilatérale avec les critères du pacte de stabilité et de croissance, les initiatives d'annulation⁴ de la dette publique extérieure par les institutions internationales ont entraîné une baisse de l'endettement au sein des pays membres. Ainsi après la dévaluation du Fcfa, la dette est passée de 124,34 % du PIB à 32,33 % du PIB en 2009 d'après un calcul effectué sur les données de *WDI*⁵. Cette forte évolution de la dette peut soulever le problème de la soutenabilité de la politique budgétaire au cours de ces trente dernières années et de sa cohérence sur le long terme (*Jondeau, 1992*). Dans un tel contexte, la question que doivent se poser les autorités des pays déficitaires est de savoir non seulement si les politiques des gouvernements qui avaient abouti à de tels résultats étaient raisonnables, mais également si elles étaient soutenables (*Blanchard et al, 1990*). Il semble clair en effet que les politiques budgétaires expansionnistes menées par ces pays ont exigé par la suite des ajustements de politique budgétaire drastiques pour rendre possible le simple remboursement de la dette. Pour *Blanchard et al (1990)*, la notion de soutenabilité est essentiellement une question de bonne gestion. Il s'agit de savoir si, compte tenu de la politique budgétaire menée par les autorités gouvernementales, la dette ne risque pas d'atteindre un niveau excessif. La plupart des économistes (*Daseking, 2002*) cherchent dans leurs travaux, à savoir le niveau d'endettement qui est viable pour une économie et à quel niveau la dette devient excessive ? Pour cet auteur, les emprunts extérieurs peuvent aider les pays à accélérer leur croissance en finançant des investissements productifs et peuvent de ce fait atténuer les effets des perturbations économiques. Mais si un Etat accumule des dettes dont il ne peut assurer le service, une crise de la dette peut éclater, et ses coûts économiques et sociaux peuvent être élevés. Par conséquent, il est important d'évaluer le niveau d'endettement qu'une économie ou un Etat peut accumuler sans avoir des difficultés de remboursement. C'est pourquoi un bon indicateur de soutenabilité doit être construit afin d'envoyer des signaux clairs et des interprétations faciles lorsque la politique budgétaire menée par les différents Etats entraîne une augmentation rapide de la dette par rapport au PIB (*Creel et Sterdyniak, 1995*). Cette évaluation est particulièrement opportune dans les pays pauvres endettés de l'UEMOA qui se tournent vers les marchés étrangers et les institutions financières internationales pour satisfaire leurs besoins de financement élevés. Une part importante des titres de la

² Union Economique et Monétaire Ouest Africaine : Bénin, Burkina Faso, Côte d'Ivoire, Guinée Bissau, Mali, Niger, Sénégal et Togo.

³ Franc de la Communauté Financière Africaine

⁴ L'objectif affiché de l'initiative de réduction de la dette des pays pauvres très endettés est de rendre la dette soutenable par le biais d'annulation de leur dette extérieure. En contrepartie, les pays récipiendaires devront suivre un programme élaboré conjointement avec le FMI.

⁵ World Development Indicators de la Banque Mondiale

dette publique de ses pays est constituée quasi-exclusivement de titres émis par les Etats. Cette dette est principalement constituée d'obligations étrangères. Il s'agit le plus souvent d'engagements à long terme dont en moyenne 87% sont à taux fixe de 2%. Les émissions intérieures sont composées en partie de bons du trésor, en découvert de la BCEAO et en titres d'Etats. Ce sont généralement des engagements à court terme dont le taux est de 5% en moyenne (*Dempa, 2009*).

Le Fonds Monétaire International a mis en place des critères qu'il nomme critères de soutenabilité. Il considère que si les ratios d'endettement d'un pays sont supérieurs à ceux fixés par l'institution, sa dette n'est pas soutenable. Nous nous inspirons de cette construction d'indicateurs à partir de l'analyse de la contrainte budgétaire de l'Etat pour montrer les deux effets qui peuvent influencer le niveau d'endettement d'un pays et après, nous effectuons des tests pour mieux savoir si la dette publique extérieure des pays membres de l'UEMOA est soutenable.

Dans ce papier nous analysons la soutenabilité de la dette publique extérieure des pays membres de l'UEMOA. Dans un premier temps nous définissons la soutenabilité en calculant des ratios de soutenabilité tels que définis par le FMI. On considère que la dette est soutenable si à long terme le rapport entre la dette et le flux de ressources (*recettes totales, exportation, PIB...*) reste stable. Dans une deuxième partie, par une analyse empirique (*tests de stationnarité et de cointégration*), nous vérifions si la dette extérieure publique des pays membres de l'UEMOA est soutenable.

I. Définitions de la soutenabilité et équation dynamique de la dette

1.1. Définition de la soutenabilité

Le Fonds Monétaire International définit la soutenabilité de la dette comme *la situation dans laquelle un pays a la capacité de satisfaire à ses obligations présentes et futures concernant le service de la dette, sans qu'un changement important dans sa balance des paiements ne soit nécessaire*. Cette définition explique la capacité que doivent avoir les pays à rembourser la dette. L'apparition de surplus budgétaires futurs ne doit donc nécessiter aucun changement important de l'évolution des recettes ou des dépenses (*INSEE⁶, 2005*). Dans leur papier, (*Moisseron et Raffinot, 1999*) montrent que la notion de soutenabilité est difficile à mettre en œuvre sur le plan empirique, et particulièrement dans le cas des pays les plus pauvres, parce que les durées de remboursement y sont particulièrement longues. Cette soutenabilité dépend des hypothèses sur la croissance des ressources avec lesquelles la dette est remboursée, mais aussi de l'évolution du déficit qui est une des causes de l'endettement. Si la dette croît plus vite que la richesse créée, il se posera un problème de soutenabilité à terme car les recettes totales ne suffiront pas pour rembourser cette dette. D'après *Azam (2001)*, si l'on tient compte des déterminants du taux de change réel, ce diagnostic devient encore compliqué. Quand la politique n'est pas soutenable, elle apparaît essentiellement comme un signal auprès des prêteurs potentiels, que l'Etat

⁶ Institut National de la Statistique et des Etudes Economiques

ne sera pas apte à rembourser sa dette in fine (Jondeau, 1992). Si les agents privés refusent de lui prêter au taux d'intérêt en vigueur, la contrainte que représente la soutenabilité ne jouera donc pas de façon directe sur le comportement de l'Etat. Cette absence de soutenabilité ne signifie pas que l'Etat est en faillite car il a la possibilité d'effectuer des ajustements sur les recettes et les dépenses permettant un retour à une situation soutenable. Dans ce cas il peut soit accroître son niveau d'imposition ou réduire ses dépenses au risque de freiner la croissance économique, ou soit provoquer par émission monétaire, si la banque centrale n'est pas indépendante du pouvoir politique, une inflation réduisant la valeur réelle de la dette. Cette dernière possibilité ne s'offre pas aux pays membres de l'UEMOA car la BCEAO⁷ chargée de conduire la politique monétaire commune de l'union est indépendante théoriquement des différents gouvernements nationaux membres de l'UEMOA.

I.2. Equation dynamique de la dette publique

Dans la littérature économique, on considère traditionnellement que deux effets sont à l'origine de la croissance de la dette publique des Etats. Il s'agit de l'effet déficit et de l'effet boule de neige. La charge de la dette augmente quand la dette publique extérieure augmente, ce qui réduit les marges de manœuvre futures de la politique budgétaire et sa capacité à maintenir une influence contracyclique à court terme. Les déficits publics récurrents sont le plus souvent une cause d'augmentation de cette dette. Lorsque l'Etat ne dispose pas de ressources suffisantes pour financer son déficit, il ne peut que s'endetter. De la nouvelle dette s'ajoute donc au stock de dette existant. Quand cette situation s'exerce dans la durée, elle risque d'entraîner une augmentation du rapport *dette/PIB* et par conséquent devenir risquée. Cette situation n'est pas sans conséquence sur le fonctionnement de l'économie comme nous l'avons vu récemment avec la Grèce, l'Espagne, l'Irlande au sein de l'Union Economique et Monétaire Européenne. Elle peut entraîner une hausse des taux d'intérêt d'emprunt pour le pays concerné, et si l'économie ne crée pas assez de richesse permettant un remboursement de la dette, un défaut de paiement total ou partiel de l'Etat. C'est ce qui est arrivé récemment à la Grèce en Europe et à la Côte d'Ivoire au début des années quatre-vingt. Face à un endettement croissant et à la baisse des recettes d'exportations nécessaires au remboursement de la dette, l'Etat ivoirien n'a pas pu honorer ses engagements. Entre 1970 et 1994, la dette publique de la Côte d'Ivoire a augmenté de 711,46 % contre 492,53 % pour la moyenne des pays membres de l'UEMOA. Nous utilisons la contrainte budgétaire du gouvernement pour analyser l'évolution de la dette publique extérieure. Comme le montre les évolutions récentes de la dette extérieure du tableau ci-dessous, la dette publique des Etats est principalement composée d'obligations extérieures dont une part importante est constituée d'engagements multilatéraux.

⁷ Banque Centrale des Etats de l'Afrique de l'Ouest.

Tableau 1 : Part de la dette extérieure sur la dette totale

	Bénin	Burkina	Côte d'Ivoire	Mali	Niger	Sénégal	Togo	Moyenne
2001	94,79	85,79	87,81	94,92	79,62	88,08	77,01	86,86
2002	97,45	86,12	87,72	94,22	82,53	92,97	76,69	88,24
2003	98,02	85,93	84,11	95,74	81,54	92,95	75,01	87,61
2004	97,8	90,06	81,26	97,14	81,04	92,17	73,92	87,62
2005	97,93	92,09	84,78	97,57	82	92,54	74,97	88,84
2006	94,58	89,17	85,35	86,04	70,04	92,01	75,92	84,73
2007	96,20	93,15	85,35	90,19	71,57	85,17	75,89	85,36

Sources : commission de l'UEMOA, comité de convergence 2007(Investir en Zone Franc)

L'analyse de ce tableau montre que la dette publique des Etats est essentiellement composée d'obligations extérieures. En moyenne, plus de 85 % de la dette publique des pays membres est constituée d'engagements extérieurs. Compte tenu de la part élevée de la dette publique extérieure sur la dette totale, nous supposons pour fins de simplifications que la dette publique totale correspond à la dette publique extérieure. Dans notre analyse nous nous intéresserons donc uniquement à cette dette publique extérieure pour analyser sa soutenabilité.

- **La dynamique de la dette et ses déterminants**

Pour analyser la dynamique de la dette publique extérieure, nous appliquons la théorie de l'adaptabilité de la solvabilité à la soutenabilité. La dette des Etats de la plupart des pays de l'UEMOA est constituée en majeure partie par des financements bilatéraux et multilatéraux. En Côte d'Ivoire par exemple, l'encours de la dette extérieure représentait, en 1999, 95% du PIB contre 68,10% en 2004, selon *Ngaresseum (2005)*. Au Sénégal, le rapport de l'outil d'évaluation de la performance en matière de gestion de la dette, *Dempa (2010)* montre que la dette est constituée de 75,8% en obligations extérieures contre 24,2% en dette intérieure, donc la dette du Sénégal est majoritairement extérieure et multilatérale. Comme la dette des Etats est constituée principalement d'obligations extérieures, on considère que pour la stabiliser, il faut des budgets à l'équilibre ou des excédents budgétaires. Une partie des recettes totales va être utilisée pour rembourser cette dette. C'est pour cela que nous considérons la contrainte de financement à laquelle le gouvernement fait face à chaque période pour analyser la dynamique de cette dette. Nous adaptons cette contrainte qui sert à analyser la solvabilité pour calculer des ratios de soutenabilité et nous les comparons aux critères de soutenabilité du FMI. Les données que nous utilisons proviennent de la base de données *WDI* de la banque mondiale. Elles sont exprimées en dollars US.

Soit la contrainte budgétaire du gouvernement :

$$B_t = (1 + r)B_{t-1} + D_t \quad (1)$$

Où $B_t = s_t B_t^*$ représente la dette publique extérieure totale évaluée en monnaie locale, le FCFA.

B_t^* est le montant de la dette publique extérieure en dollars US.

s_t est le taux de change entre le FCFA et le dollar US.

D_t est le déficit budgétaire évalué en FCFA

Cette équation montre que l'encours de la dette publique extérieure à la date t est égal à la somme des composantes suivantes : le déficit primaire D_t et l'encours de la dette antérieure augmentée des intérêts de la dette $(1+r)B_{t-1}$. Par la suite on raisonnera en part de PIB car cette approche paraît plus pertinente et plus lisible. Soit Y_t le PIB à la période t . En divisant par le PIB, l'équation (2) devient :

$$(2) \quad B_t - B_{t-1} = D_t + rB_{t-1}$$

$$\frac{B_t}{Y_t} - \frac{B_{t-1}}{Y_{t-1}} * \frac{Y_{t-1}}{Y_t} = \frac{D_t}{Y_t} + (1+r) \frac{B_{t-1}}{Y_{t-1}} * \frac{Y_{t-1}}{Y_t} \quad (3)$$

Soit $g = \frac{Y_t - Y_{t-1}}{Y_{t-1}}$, le taux de croissance économique. On a donc :

$$\frac{Y_{t-1}}{Y_t} = \frac{1}{(1+g)}$$

L'équation (3) devient :

$$\frac{B_t}{Y_t} - \frac{B_{t-1}}{Y_{t-1}} * \frac{1}{(1+g)} = \frac{D_t}{Y_t} + r \frac{B_{t-1}}{Y_{t-1}} * \frac{1}{(1+g)} \quad (4)$$

Si $\frac{B_t}{Y_t} = b_t$, on obtient :

$$b_t = d_t + \frac{(1+r)}{(1+g)} b_{t-1} \quad (5)$$

En termes de variation on obtient :

$$\Delta b_t = d_t + (r-g)b_{t-1} \quad (6)$$

L'équation (6) décrit l'évolution du ratio d'endettement, c'est-à-dire de la dette publique extérieure rapportée au PIB. Elle montre que la variation de la dette publique extérieure est influencée par le déficit primaire et par l'écart entre le taux de croissance et le taux d'emprunt de la dette que multiplie l'encours antérieur. Pour stabiliser ce ratio de la dette rapportée au PIB c'est-à-dire, $\Delta b_t = 0$, le surplus budgétaire doit vérifier :

$$d_t = -(r-g)b_{t-1} \quad (7)$$

Tant que le taux d'intérêt est supérieur au taux de croissance économique, la stabilité du ratio dette sur PIB requiert donc un excédent budgétaire. En revanche quand :

- ✓ $g > r$, la stabilité de la dette est compatible avec des déficits primaires. Le fait que le taux de croissance économique soit supérieur au taux d'intérêt de la dette permet de conclure que le gouvernement n'est plus soumis à aucune contrainte budgétaire. L'équation (6) montre que la croissance du PIB permet à elle seule de financer le service de la dette plus une partie du déficit primaire, ce qui autorise des déficits primaires récurrents car l'Etat dispose de

ressources nécessaires au remboursement de la dette publique extérieure qui arrive à échéance.

- ✓ $g < r$, la dette publique extérieure croît indéfiniment. La politique budgétaire du gouvernement n'est pas soutenable. Une diminution des dépenses ou une augmentation des impôts doit permettre un retour à une situation soutenable pour un pays qui n'a pas la possibilité d'utiliser la planche à billets.

La relation (7) met en évidence deux composantes de l'évolution du ratio d'endettement :

- ✓ $-(r - g)b_{t-1}$ est la partie liée à l'effet boule de neige qui traduit la croissance autonome de la dette. Elle résulte du fait qu'il faut emprunter pour payer les intérêts de la dette antérieure,
- ✓ d_t est celle liée au déficit primaire. Il traduit l'impact du déficit actuel sur la croissance (ou la réduction) de l'endettement.

Ce résultat souligne le fait que même avec un solde équilibré, il est difficile de réduire le ratio *dette/PIB*. Il faut alors dégager des excédents ou bénéficier d'un taux de croissance de l'économie supérieur au taux d'intérêt d'emprunt, lui-même dépendant des politiques discrétionnaires. La dynamique de la dette publique extérieure dépend de l'écart entre le taux d'intérêt auquel la dette est empruntée et le taux de croissance économique. En se référant aux critères du FMI, nous calculons des ratios qui nous permettent d'analyser l'évolution de la dette publique extérieure des pays membres de l'UEMOA depuis 1970.

Tableau 2 : Ratio d'endettement moyen des pays de l'UEMOA (1970 – 2009)

	Dette/PIB	Dette/exp	Dette/recet	Serv/recet	Recet/PIB
Bénin	49,91	317,88	593,15	21,38	10,35
Burkina	29,59	298,67	380,97	17,05	8,05
C. d'Ivoire	100,01	264	751,25	67,30	14,15
Mali	79,64	447,64	1085,48	27,56	9,57
Niger	53,46	309,65	805,80	54,76	7,30
Sénégal	53,07	198,50	477,85	41,69	12,53
Togo	83,30	222,23	678,98	34,14	12,64
Moyenne	64,13	294,08	681,92	37,69	10,65

Sources de données WDI, calcul ratio : auteur

Une lecture des indicateurs de ce tableau nous permet de constater que la plupart des pays de l'UEMOA sont très endettés si on compare ces ratios aux critères de

soutenabilité de la dette extérieure au sens de l'initiative PPTE⁸ originale⁹ et initiative PPTE (Pays pauvres très endettés) renforcée¹⁰. On remarque cependant que sur la période d'étude, seuls quatre pays (*Bénin, Burkina Faso, Sénégal et Niger*) ont un ratio d'endettement inférieur à la norme de 70 % du PIB fixée par le pacte de stabilité de l'UEMOA. Tous les pays dépassent les normes requises par les institutions internationales pour bénéficier des programmes d'annulation d'une partie de la dette. Le tableau ci-dessus donne une vision statique de la dette publique extérieure des pays membres de l'UEMOA. Il permet seulement, comme le soutient *Raffinot, (2004)*, de définir des seuils d'endettement mais ne permet pas une analyse de la soutenabilité.

Nous représentons l'évolution de la variation du ratio *dette/PIB* pour les pays de l'UEMOA en utilisant les données de la Banque mondiale (*World development indicators*). Dans les données que nous avons utilisées, le PIB et la dette publique extérieure sont exprimés en dollars courants, g est le taux de croissance économique fixé à 7 % pour atteindre les objectifs du millénaire et r est fixé à 2% pour voir comment vont varier les ratios. D'après la *Dempa (2009) et Raffinot (2004)*, les taux d'emprunt de la dette extérieure des pays pauvres se situent généralement entre 0,75 et 2 %. La lecture du tableau ci-après montre qu'il n'y a pas de tendance claire à la soutenabilité de la dette publique extérieure pour la plupart des Etats de l'UEMOA (*Bénin, Côte d'Ivoire, Mali, Sénégal et Togo*) malgré les programmes d'ajustements structurels mis en œuvre depuis le début des années quatre-vingt et les initiatives PPTE. Pour le *Burkina Faso* et le *Niger*, on constate un indice d'insoutenabilité positif sur la période et plus élevé avant l'initiative originale. Cet endettement peut avoir deux causes principales : un effet déficit et un effet boule de neige.

⁸ Pour *Raffinot (2004)*, dans le cadre de l'initiative PPTE, les IBW ont défini des seuils afin de définir de façon chiffrée la notion de soutenabilité de l'endettement extérieur d'un pays. Très peu de pays ont bénéficié de cette initiative puisque ces ratios étaient placés très haut. La procédure a été simplifiée dans l'initiative renforcée. La réduction de la dette intervient au point d'achèvement. La partie excédentaire de la dette est alors annulée en plusieurs étapes pour éviter le surendettement des pays. *Bougouin et Raffinot (2002)* précisent que le calcul des exportations est discutable pour le ratio dette sur exportation car si on prend le cas du Bénin, il faudra décider si on doit prendre en compte le montant important des réexportations vers le Nigéria qui figure dans les statistiques comme des exportations béninoises ou s'il faut les considérer comme de simples produits en transit. En plus ces ratios ont été faits sur des hypothèses optimistes sur la croissance économique, la croissance des exportations et des termes de l'échange.

⁹ Stock de la dette/Exportations < 200-250% ; service de la dette/Exportations < 20-25% ; Stock de la dette/Recettes < 280%

¹⁰ Stock de la dette/Exportations < 150% ; service de la dette/Exportations < 15% ; Stock de la dette/Recettes < 250%

Tableau 3: Décomposition de la variation du taux d'endettement (1970 – 2009)

	Variation dette	Ef boule de neige	Effet déficit
Bénin	0,0097	0,0201	-0,0104
Burkina	-0,0040	0,0066	-0,0107
C. d'Ivoire	0,0592	0,0667	-0,0087
Mali	0,0447	0,0550	-0,0103
Niger	-0,0602	-0,0510	-0,0092
Sénégal	0,0592	0,0690	-0,0097
Togo	0,0613	0,0715	-0,0102
Moyenne	0,0242	0,034	-0,0098

Sources données WDI, calcul de l'auteur

L'analyse de la variation de l'endettement avec ses déterminants nous apporte beaucoup plus de précision sur l'évolution de la dette extérieure des pays de l'UEMOA. La première composante de la variation du ratio d'endettement est l'effet boule de neige qui entraîne une dynamique auto-entretenu de la dette. Il est d'autant plus important que les taux d'intérêt sont élevés. L'effet déficit constitue la deuxième composante. L'analyse de l'évolution des taux d'intérêt auxquels les pays contractent leur dette publique extérieure et le taux de croissance économique montre que cet effet est positif du fait de la faiblesse des taux de croissance dans les pays sur la période d'analyse et plus élevé avant l'initiative originale. Cette faiblesse de la croissance reflète la faiblesse du Fcfa par rapport aux devises des économies développées (*Raffinot, 2004*).

Dans tous les pays de l'UEMOA, la faiblesse des taux de croissance joue un rôle majeur dans l'analyse la soutenabilité de la dette. Pour *Easterly (2002)* l'effondrement de la croissance après 1975 et l'absence d'ajustements qui a suivi sont une explication de la crise de l'endettement au début des années quatre vingt. Ces graphiques montrent que la dégradation des finances des Etats après le second choc pétrolier, l'effondrement des termes de l'échange et la hausse des taux d'intérêt sur les marchés mondiaux ont contribué à l'accroissement de l'endettement dans les pays jusqu'après l'initiative PPTE originale en 1996. On sait que les variations des taux d'intérêt à long terme et le taux de change affectent la dynamique de la dette publique extérieure. En moyenne entre 1981 et 1996, l'écart entre le taux d'intérêt et le taux de croissance économique est resté élevé par comparaison à son évolution au début des années 70 pour la plupart des pays, ce qui a entraîné une augmentation de la dette publique extérieure. Nous pouvons donc distinguer deux phases dans l'évolution de la dette publique extérieure des pays de l'UEMOA. De 1970 à 1995, la dette des pays membres progresse à un rythme particulièrement élevé. La croissance moyenne est de 16,78 % par an pour un taux de croissance moyen de 2,57 %. L'écart entre les deux taux montre qu'à long terme la dette publique extérieure est insoutenable. Ces taux de croissance de la dette et de l'économie varient d'un pays à l'autre. Depuis la

première initiative PPTE, le ratio de la *dette/PIB* a beaucoup baissé. Certains pays ont eu même une dette publique extérieure inférieure à 30 % du PIB. Mais depuis 2006, la dette publique extérieure augmente mais faiblement par rapport à la première initiative. C'est la mise en œuvre du pacte de stabilité de l'UEMOA et les initiatives en faveur des pays membres pour une réduction d'une partie de la dette publique extérieure qui ont favorisé la baisse de l'endettement au début des années 2000 plutôt que la croissance économique. Ainsi le ratio de la dette publique extérieure s'est seulement accru de 1,26 % en moyenne entre 1996 et 2009. Mais le service de la dette reste élevé, il représente en moyenne 35,67% des recettes fiscales des pays membres. Les taux d'intérêt sont élevés, plus même que les taux apparents¹¹. Plus le service de la dette est important, plus les ressources disponibles pour les dépenses courantes et les dépenses d'investissement sont réduites. Le niveau très élevé de la dette publique extérieure de ces pays peut expliquer la faiblesse des performances économiques des pays membres.

Tableau 4: Taux de croissance de l'économie et de la dette publique extérieure des pays de l'UEMOA

	Avant 95	Depuis 1996	1970-2009
Bénin : Eco	3,02	4,55	3,55
Dette	16,48	1,21	10,55
Burkina	3,43	5,84	4,27
	19,34	4,16	14,33
C. d'Ivoire	3,08	1,75	2,61
	17,66	2,73	11,01
Mali	2,72	5,47	3,68
	10,43	0,17	6,89
Niger	0,95	3,93	2,01
	21,35	1,09	13,84
Sénégal	2,45	4,01	3,001
	14,42	0,44	9,77
Togo	2,34	3,11	2,61
	17,84	1,60	12,47
Moyen Eco	2,57	4,09	3,10
Dette	16,78	1,62	11,26

Sources données : WDI, calcul de l'auteur

¹¹ Taux apparent= Charge de la dette / encours de la dette

II. Analyse empirique de la soutenabilité de la dette publique extérieure

On peut considérer que la politique budgétaire est soutenable lorsque le ratio d'endettement est stable en moyenne. La condition¹² de soutenabilité repose donc sur l'équilibre budgétaire intertemporel (*Berthomieu, 2004*). Elle n'impose des restrictions que sur les relations de long terme entre les séquences des recettes et des dépenses publiques qui doivent satisfaire la contrainte budgétaire intertemporelle (*Jondeau, 1992*). Cet auteur considère que l'interprétation de la condition de soutenabilité de long terme suggère le recours aux méthodes dérivées de la théorie de la cointégration pour tester sa validité empirique. Pour cela la contrainte budgétaire intertemporelle impose en particulier que les recettes et les dépenses globales soient cointégrées, avec comme vecteur de cointégration (1 -1), de telle sorte que le déficit global incluant le service de la dette soit stationnaire.

2.1. Tests de stationnarité

Dans la littérature, plusieurs tests de la condition de soutenabilité ont été proposés. Pour tester la soutenabilité de la politique budgétaire, *Hamilton et Flavin (1986)*, effectuent un test de stationnarité de la dette et du déficit primaire. Ils supposent, pour cela, que la non-stationnarité de la dette ne peut être que déterministe et non stochastique. Quant à *Wilcox (1989)*, il effectue un test plus rigoureux qui est fondé sur la stationnarité de la dette actualisée. A partir d'une analyse de type *Box et Jenkins* de la dette actualisée, il montre que la condition de soutenabilité induit que la dette actualisée est stationnaire et l'espérance de la dette actualisée est nulle (*Jondeau, 1992*).

Les tests économétriques peuvent donc nous aider à analyser profondément la soutenabilité de la dette publique extérieure car pour les pays membres de l'UEMOA, imposer un budget à l'équilibre ne suffit pas pour stabiliser le ratio de la dette publique extérieure. Si les budgets des Etats membres sont à l'équilibre, il faudrait emprunter de l'argent pour payer les intérêts de la dette. Seuls, un budget à l'équilibre, un taux de change stable et un taux de croissance supérieur ou égal aux taux d'intérêt auxquels la dette est contractée peuvent réduire ou stabiliser le ratio d'endettement. Donc le plafond de 70% fixé par les critères du pacte de stabilité n'est pas nécessairement le niveau d'endettement au-delà duquel on devrait penser que la dette est insoutenable. On peut avoir un ratio *dette/PIB* inférieur à 70% et se retrouver dans une position de défaut total ou partiel. De ce point de vue, le pacte de stabilité et surtout l'imposition de budget à l'équilibre constitue un cadre restrictif au regard de ce que permet le simple respect de la soutenabilité (*Economie française, 2004-2005*). Le fait de se fixer un objectif de stabilité du ratio d'endettement n'est qu'une condition nécessaire mais non suffisante de soutenabilité (*Jobert et Tuncer, 2009*). En se référant aux méthodes de calcul des critères de Maastricht, le déficit budgétaire qui garantirait la stabilité du ratio de la dette sur PIB de 70% du critère du pacte de

¹² Condition de transversalité

stabilité avec un taux de croissance économique de 7% correspondant aux objectifs du millénaire est de 4,9%. Le critère du budget équilibré est donc très restrictif.

Nous allons ici chercher à tester si la politique budgétaire des Etats membres de l'UEMOA a été soutenable. La littérature récente propose des tests économétriques de ce type. Elle envisage deux concepts, qu'elle qualifie respectivement de soutenabilité forte et faible. Ils correspondent à différents cas de figure concernant la relation entre dépenses et recettes et la dynamique du déficit. L'une comme l'autre de ces deux notions de soutenabilité nécessite l'existence d'une relation de cointégration entre les recettes et les dépenses, c'est-à-dire qu'il existe une combinaison linéaire de ces deux variables qui soit stationnaire (*Economie française INSEE, 2004-2005*).

Selon l'INSEE, on parle de soutenabilité forte *lorsque le coefficient de cointégration entre ces deux variables (régression des recettes sur les dépenses) est unitaire*. Dans ce cas, pour les auteurs du rapport, la différence entre les recettes et dépenses est stationnaire, c'est-à-dire elle fluctue autour d'un niveau moyen constant. *Le ratio dette sur PIB suit une marche aléatoire*. Le cas de la soutenabilité faible correspond au cas où la relation de cointégration a un coefficient de cointégration positif mais inférieur à 1. Ce cas correspond au cas où une évolution donnée des dépenses s'accompagne d'une évolution de même signe des recettes, mais de moindre amplitude. Dans ce cas, la série des déficits n'est plus nécessairement stationnaire, le ratio dette sur PIB peut évoluer de façon plus dynamique qu'avec la soutenabilité forte (*INSEE, 2004-2005*).

Les deux notions de soutenabilité forte et de soutenabilité faible ont soulevé beaucoup d'interrogations. Comme par exemple, dans le cas de la soutenabilité forte, pour compenser la croissance de la charge de la dette, maintenir un déficit stationnaire avec une dette constamment croissante suppose de dégager des excédents primaires eux aussi en croissance continue, ce qui semble peu réaliste (*Sarr Felwine, 2005, INSEE, 2004-2005*). Dans l'équation (6) de la dynamique de la dette, ces deux notions de soutenabilité supposent aussi la stabilité de l'écart entre le taux d'intérêt et le taux de croissance.

En reprenant la contrainte budgétaire de l'Etat (équation 6), la variation de la dette publique extérieure s'écrit en part de PIB comme la différence entre les dépenses totales en part de PIB et les recettes totales de l'Etat.

Soit dg_t , la somme des dépenses budgétaires et de la charge de la dette publique extérieure :

$$dg_t = g_t + \varphi_t b_{t-1} \quad (8)$$

Le type de relation de long terme auquel on s'intéresse s'écrit :

$$rt_t = \alpha + \beta dg_t + \varepsilon_t \quad (9)$$

Où ε_t est une marche aléatoire de moyenne nulle qui ne présente pas de persistance, rt_t représente les recettes fiscales à la période t.

On distingue trois cas de figure pour le test de cette équation :

- ✓ Si cette relation de long terme existe avec $\beta = 1$, alors le déficit public $\Delta b_t = dg_t - rt_t$ est égal à $-\alpha - \varepsilon_t$. Il est donc stationnaire et le ratio *dette/PIB* croit en moyenne de manière linéaire. Ce test implique que le déficit doit être stationnaire. C'est une condition qui est seulement compatible avec un déficit budgétaire constant (*cas où $\alpha < 0$*). Dans cette situation, l'accroissement de la charge de la dette doit être compensé par des excédents primaires équivalents. Ce cas où le coefficient de cointégration est unitaire correspond à la soutenabilité forte (*Quintos, 1995*).
- ✓ Si $\beta \in [0,1]$, alors les dépenses publiques croissent plus vite que les recettes. Dans ce cas on a $\Delta b_t = (1 - \beta)dg_t - \alpha - \varepsilon_t$. La variation de la dette publique extérieure en part de PIB et les dépenses publiques totales dg_t évoluent dans le même sens. Ce cas correspond à la soutenabilité faible (*INSEE, 2004-2005*).
- ✓ S'il n'y a pas de relation de long terme ou si $\beta \leq 0$, on ne peut dire que la soutenabilité est faible. Cependant, la dette publique extérieure ne serait pas soutenable dans le cas où elle croîtrait plus vite que φ_t , écart entre le taux d'intérêt et le taux de croissance.

Les tests de stationnarité (H_0 : stationnarité, H_1 : non-stationnarité) que nous allons effectuer vont reposer sur les spécifications suivantes :

$$(1) \quad y_t = \varphi y_{t-1} + \alpha + e_t \quad (10a)$$

$$(2) \quad y_t = \varphi y_{t-1} + \alpha + \beta t + e_t \quad (10b)$$

L'existence d'une racine unité ($H_0 : \varphi = 1$) est testée à l'aide de la statistique de student du coefficient φ des spécifications ci-dessus qui, sous l'hypothèse nulle, suit une distribution non standard tabulée par *Fuller (1976)*.

Les données utilisées pour réaliser ces tests sont toutes issues de la base de données *World development Indicators* de la banque mondiale. Il s'agit de données annuelles couvrant la période 1970–2009. Nous n'avons pas pris en compte la *Guinée Bissau* dans l'analyse puisque pour certaines variables, les données enregistrées commencent à partir des années 1980. Compte tenu de la part élevée de la dette publique extérieure, nous supposons pour des fins de simplification que la dette publique totale correspond à la dette publique extérieure. Pour effectuer les tests, nous évaluons la soutenabilité des séries en testant si elles sont stables en moyenne ou stationnaires. Si la série est stationnaire, un choc sera progressivement amorti et son effet sera nul à long terme. En revanche, pour une série non stationnaire, le choc a un effet persistant même à très long terme (*Jondeau, 1992*). Les tests de stationnarité (*Tableaux en annexes*) font apparaître que les séries (*le déficit (def), la dette (b)*) utilisées en part de PIB sont non stationnaires en niveau. La série déficit (*def*) est intégrée d'ordre 1 dans tous les pays étudiés pour les deux spécifications retenues ; c'est-à-dire que sa part dans le PIB est non stationnaire, mais que la variation (*dldef*) de cette part est stationnaire. Lorsque le déficit augmente par exemple, cette augmentation persistera et n'aura pas tendance à être corrigée ultérieurement. Ceci pourra conduire à une augmentation trop rapide de la dette selon le rapport (*INSEE, 2004-*

2005). Pour la série dette (b), sur les deux spécifications retenues, c'est sa seconde variation ($dl2b$) qui est stationnaire au Bénin, en Côte d'Ivoire, au Niger et au Mali. Pour le Burkina Faso, le Sénégal et le Togo, c'est sa variation première (dlb) qui est stationnaire. L'augmentation rapide de la dette des pays de l'UEMOA après annulation de la partie excédentaire aux seuils définis par le FMI et la Banque Mondiale peut donc s'expliquer par l'absence de stabilité du déficit en moyenne. Ce résultat conduit à rejeter l'hypothèse de soutenabilité de la dette au sens fort. L'analyse de la soutenabilité à partir de la variation de la dette montre aussi que la dette lorsqu'elle est exprimée en part de PIB, n'est pas stationnaire. Seules ses variations le sont. *La dette des Etats de l'UEMOA n'est donc pas soutenable au sens fort.*

2.2. Tests de cointégration

Comme avec le test de stationnarité que nous venons d'effectuer, nous allons effectuer un test de cointégration entre recettes et dépenses globales. Les tests de cointégration permettent d'identifier la relation entre plusieurs variables. Cette notion a été formalisée par *Johansen* en 1988 puis en 1991 et 1995. Dans notre étude nous utilisons l'approche de 1988 qui fait appel aux simples moindres carrés.

Pour cela nous allons tester la soutenabilité au sens plus fin en estimant la relation de long terme qui lie les recettes et les dépenses. Dans son analyse de l'évolution de la dette française, l'INSEE considère que si la dette est soutenable au sens fort et seulement dans ce cas, le déficit public est stable en moyenne. Donc un supplément de dépenses conduit alors, à terme, à un supplément de recettes équivalent et réciproquement. S'il existe une relation stable entre les recettes et les dépenses dans laquelle les recettes ne couvrent qu'une partie des dépenses, et seulement dans ce cas, la soutenabilité est faible.

Le test de cointégration repose sur le même principe que les tests de racine unitaire. Il nous permet ici de mesurer le lien qui unit les recettes et les dépenses publiques et de savoir si leur sentier de croissance converge suffisamment pour assurer le cas échéant, la soutenabilité des finances publiques (*Thomas Brand, Marcos Poplawski Ribeiro, 2010*). On peut alors tester si quand les dépenses sont supérieures aux recettes par rapport à leur valeur stationnaire de long terme, les dépenses tendent à diminuer ou les recettes à augmenter (*Brand, 2009*). Une variable x_t est dite intégrée d'ordre d (notée $I(d)$) s'il est nécessaire de la différencier d fois pour la rendre stationnaire. Selon la terminologie de *Engle et Granger (1987)*, deux variables x_t et y_t sont cointégrées d'ordre d et b (notée $CI(d,b)$) si x_t et y_t sont intégrées d'ordre d et s'il existe une combinaison linéaire x_t et y_t qui soit intégrée d'ordre $d-b$ ($0 < b \leq d$).

Les tests de cointégration reposent sur les deux équations suivantes :

$$y_t = \alpha x_t + \beta + z_t \quad (11a) \text{ équation de cointégration}$$

$$z_t = \rho z_{t-1} + v_t \quad (11b)$$

Il s'agit ici de tester la présence d'une racine unitaire dans le processus autorégressif des perturbations z_t . Celles-ci étant inconnues, leur estimation s'obtient lors de la régression (11a) par $\hat{z}_t = y_t - \hat{\alpha} x_t - \hat{\beta}$, et c'est sur cette nouvelle série que le test est effectué.

Le test de cointégration entre recettes et dépenses globales peut être mené à partir des équations suivantes :

$$dg_t = \alpha_1 rt_t + \beta_1 + u_{1t} \quad (12a)$$

$$rt_t = \alpha_2 dg_t + \beta_2 + u_{2t} \quad (12b)$$

En s'inspirant de *Jondeau (1992)*, nous introduisons une constante dans les deux équations (12), même si β_1 et β_2 doivent être nuls d'après le modèle théorique, de façon à limiter les effets éventuels des corrélations de tendance. Nous avons utilisé dans le test de racine unitaire les deux spécifications possibles (*avec constante et sans tendance ou avec constante et tendance*). L'hypothèse de soutenabilité de la politique budgétaire impliquera donc pour les équations (12) ou bien $\alpha_1 = 1$ et $\beta_1 = 0$, ou bien $\alpha_2 = 1$ et $\beta_2 = 0$ (*Jondeau, 1992*). Nous analysons la relation de cointégration entre les recettes totales de l'Etat et ses dépenses globales en utilisant la méthode de *Johansen, 1988* qu'il a repris dans *Johansen 1991*. Nous effectuons nos estimations en intégrant une constante dans les modèles. Il y a soutenabilité forte si les deux variables sont cointégrées avec un coefficient unitaire (*Quintos, 1995*). Les hausses de dépenses ne sont que partiellement couvertes par les hausses de recettes si elles sont cointégrées avec un coefficient β compris entre 0 et 1. Cela signifie qu'on est en situation de soutenabilité faible.

L'estimation des relations de cointégration confirme les résultats des tests de stationnarité. L'estimation conduit à des β différents et inférieurs à l'unité. Sur notre période d'étude, les pays de l'UEMOA ont connu un régime de soutenabilité faible. Un point de PIB de dépense publique totale supplémentaire ne s'est accompagné de 0,04 points de PIB de recettes au Bénin, 0,46 pts de PIB de recettes supplémentaires au Burkina Faso, 0,05 en Côte d'Ivoire, 0,025 au Mali, 0,01 au Niger, 0,05 au Sénégal, 0,006 au Togo. Nous constatons donc que les coefficients estimés ne sont pas conformes à ceux prédits par la théorie. Les vecteurs de cointégration sont donc différents quand on effectue les régressions avec constante. Les réponses des recettes aux dépenses supplémentaires s'avèrent particulièrement faibles sauf pour le Burkina Faso au regard des résultats obtenus par *Quintos (1995)*, *Crowder (1997)* pour les Etats-Unis où cette réponse est comprise entre 0,6 et 0,8. Pour l'Espagne, *De Castro, Gonzalès-Paramo et Hernández De Cos (2001)* trouvent également une réponse des recettes aux dépenses de 0,7. Sur la période d'étude, l'estimation de la relation de cointégration (12a) montre qu'un pt de PIB de recettes entraîne une hausse des dépenses de 0,92 pts de PIB au Bénin ; 0,85 pts au Burkina Faso ; 0,81 pts en Côte d'Ivoire ; 0,75 au Mali ; 0,37 au Niger ; 0,76 pts au Sénégal et 0,48 pts au Togo.

La valeur du coefficient de long terme des équations des deux modèles estimés est faible et différent de 1, alors qu'on s'attendait à une valeur proche de l'unité. Un test de racine unitaire sur les résidus des équations fera donc office de test de cointégration (H_0 : non-cointégration, H_1 : cointégration). Dans tous les pays, la valeur du test est inférieure à la valeur critique au seuil de 5% dans les deux cas. On ne peut donc rejeter l'hypothèse nulle de non cointégration avec les tests effectués.

Les tests effectués pour les pays de l'UEMOA montrent que l'hypothèse de soutenabilité de la politique budgétaire apparaît donc assez fortement rejetée par les données : non seulement on ne peut rejeter l'hypothèse de non cointégration, mais de plus les coefficients de régression sont nettement différents de ceux permettant d'assurer la soutenabilité. La valeur des coefficients montre que la politique budgétaire des pays de l'UEMOA n'est pas soutenable et confirme les travaux de Sarr Felwine (2005) sur la soutenabilité des politiques budgétaires des pays membres de l'UEMOA. Les surplus primaires, s'il en existe ne permettront pas de rembourser une part suffisante des intérêts de la dette.

2.3. Les effets d'un choc sur les dépenses et les recettes

Pour comprendre les raisons de l'insoutenabilité de la politique budgétaire de l'UEMOA, nous allons estimer d'abord un modèle VAR bivarié retraçant l'évolution des composantes des dépenses et des recettes. La plupart des travaux (Jondeau, 1992) s'inspirent de la méthodologie proposée par Sims (1980). Cette méthode n'impose aucun a priori sur les relations entre les variables du système. Pour Sims (1980), si deux variables X et Y sont stationnaires en différence première mais non cointégrées, ce qui est le cas ici de notre étude entre les recettes et les dépenses globales, on a :

$$A(L) \begin{bmatrix} \Delta dli_t \\ \Delta dldg_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} u_{1t} \\ u_{2t} \end{bmatrix}$$

$$\text{avec } Eu_t = 0, Vu_t = \Omega \text{ et } A(0) = I_2$$

Comme dli_t (recettes totales) et $dldg_t$ (dépenses publiques) sont supposées stationnaires, le polynôme $X(L)$ est inversible et la représentation de Wold existe. Sims (1980) suggère d'orthogonaliser les innovations ainsi obtenues de façon à permettre une interprétation claire des chocs. Sa méthode d'orthogonalisation repose sur la décomposition de Choleski de la variance des innovations canoniques. Elle présente cependant des inconvénients (Bruneau et De Bandt, 1998) car les impulsions obtenues ne peuvent pas être interprétées économiquement. Les travaux de Shapiro et Watson (1988), et Blanchard & Quah (1989) ont proposé des impulsions structurelles qui peuvent être interprétées du point de vue économique.

Le vecteur représentant les deux variables du modèle est :

$$X_t = (dli_t, dldg_t)' \quad (13)$$

Avec $dldg_t$, le logarithme du montant des dépenses publiques en pourcentage du PIB ; dli_t , log des recettes fiscales en pourcentage du PIB.

On retient le vecteur de chocs structurels suivant :

$$e_t = (e_t^i, e_t^{dg})' \quad (14)$$

Ces chocs correspondent respectivement à un choc d'impôts et à un choc de dépenses publiques.

Soit :

$$X_t = \hat{\Psi}(L)\hat{\varepsilon}_t : \text{forme VMA (moyenne mobile multivariée ou moving}$$

average vector) du VAR estimé avec $Var_t = (\hat{\varepsilon}_t) = \hat{\Omega}$

$$X_t = C(L)e_t : \text{forme VMA structurelle avec } Var(e_t) = I_3$$

Une estimation directe de cette équation est impossible car elle poserait des problèmes d'identification des paramètres. Pour régler ce problème d'identification, nous avons formulé les hypothèses sur les effets des chocs. On considère que les effets instantanés du choc de recettes sur les dépenses sont nuls. Une contrainte a été imposée pour identifier le VAR. Il est donc identifié puisqu'il suffit juste $\frac{n(n-1)}{2}$ contraintes pour identifier notre modèle VAR, c'est-à-dire 1 contrainte. La contrainte qui l'identifie porte sur les effets multiplicateurs instantanés des chocs structurels

On suppose que la soutenabilité implique que la dette n'augmente pas. Les dépenses et les recettes augmentent donc au même taux. Les écarts entre les deux variables doivent diminuer et tendre vers zéro dans le temps.

Les matrices des multiplicateurs instantanés associés aux chocs structurels sont donc ici du type :

$$\begin{pmatrix} \varepsilon^i \\ \varepsilon^{dg} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} c_{11} & c_{12} \\ c_{21} & c_{22} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} e^i \\ e^{dg} \end{pmatrix}$$

Pour appliquer cette contrainte de soutenabilité, on considère un modèle AB dans lequel on suppose que la matrice A est égale à la matrice identité.

Soit la matrice B de dimension (2,2) telle que $\hat{\varepsilon}_t = Be_t$. Dans ce cas, le lien entre les résidus du modèle VAR estimé et les chocs structurels est donné par :

$$\hat{\varepsilon}_t = Be_t \quad (15)$$

D'après les contraintes théoriques retenues, cette matrice doit vérifier :

$$c_{12} = 0$$

En plus de cela, la relation entre les innovations du VAR estimé et les innovations structurelles donne l'ensemble des contraintes suivantes :

$$\hat{\Omega} = BB'$$

$$\begin{pmatrix} \varepsilon^i \\ \varepsilon^{dg} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} c_{11} & 0 \\ c_{21} & c_{22} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} e^i \\ e^{dg} \end{pmatrix}$$

Cette contrainte permet l'identification du VAR structurel. La matrice des multiplicateurs instantanés structurels étant triangulaire inférieure, le modèle VAR structurel peut être facilement identifié à partir du VAR estimé en utilisant la méthode *Choleski*.

Fonctions de réponse du modèle VAR estimé

Les graphiques en annexes représentent les fonctions de réponse impulsionnelle des recettes et des dépenses à un choc d'une unité sur les recettes et sur les dépenses. Ces fonctions de réponse montrent que l'influence d'un choc sur les recettes fait ressortir deux résultats : une hausse des dépenses de 1 % entraîne, au bout de 3 ans, un impact de 0,04 au Bénin, 0,025 au Burkina Faso au bout de 2 ans, 0,036 en Côte d'Ivoire au bout de 3 ans, 0,005 au Niger pendant 2 ans, 0,03 au Sénégal au pendant 2 ans. Les résultats montrent qu'une augmentation des dépenses n'a pas d'effets positifs escomptés sur les recettes au Mali et au Togo. Les réponses sont un peu faibles pour une variable stationnaire dans tous les pays étudiés mais en moyenne conformes aux résultats des tests de cointégration. L'influence d'une hausse de 1 % des recettes sur les dépenses est aussi très faible. Au bout de 2 ans, elle est de 0,002 au Bénin, de 0,06 au Burkina, de 0,021 en Côte d'Ivoire, 0,015 au Mali, 0,08 au Niger, 0,002 au Sénégal, et 0,04 au Togo au bout de 3 ans.

La réponse des recettes globales à un choc sur les recettes est très faible. Elle est au bout de 3 ans, de 0,21 au Bénin, 0,14 au Burkina Faso, 0,16 en Côte d'Ivoire, 0,020 au Mali à partir de la troisième année, 0,19 au Niger, 0,19 au Sénégal au bout de 2 ans et 0,22 au Togo. Les recettes augmentent de façon permanente suite à un choc initial unitaire. Son influence sur les dépenses reste très faible et positive au bout de 3 ans au Burkina (0,034). Pour les autres pays, l'influence reste négative en moyenne les deux premières années.

L'analyse de ces fonctions de réponse montre que les dépenses s'ajustent assez faiblement aux chocs sur les recettes. De la même manière, les recettes réagissent très faiblement aux chocs de dépenses. Les recettes semblent causer très faiblement les dépenses au sein des pays de l'UEMOA. L'analyse des résultats sur le calcul des écarts montre que ces derniers sont positifs et élevés. L'hypothèse de soutenabilité implique que les recettes et les dépenses augmentent au même taux, ce qui signifie que la dette n'augmente pas. Les écarts constatés montrent ici que la dette des pays de l'UEMOA telle qu'elle progresse sur la période d'étude n'est pas soutenable à long terme.

Conclusion

L'analyse de la soutenabilité de la dette extérieure des pays membres de l'UEMOA étudiés montre que la dette de ces pays est non soutenable à moyen et long terme. Les tests de stationnarité et de cointégration effectués pour ces pays montrent que l'hypothèse de soutenabilité de la politique budgétaire apparaît assez fortement rejetée par les données : non seulement on ne peut rejeter l'hypothèse de non cointégration, mais de plus les coefficients de régression sont nettement différents de ceux permettant d'assurer la soutenabilité. Donc lorsque le déficit augmente par exemple, cette augmentation persistera et n'aura pas tendance à être corrigée ultérieurement. Ceci pourra conduire à une augmentation trop rapide de la dette et la rendre non soutenable à moyen et long terme. *La politique budgétaire de ces pays ne réagit pas de façon à stabiliser l'évolution de la dette car elle ne produit pas d'excédents budgétaires futurs suffisants pour couvrir la valeur de marché de la dette de l'année en cours.* En Côte d'Ivoire et au Togo, le taux de croissance économique est très faible par rapport au taux de croissance de la dette, ce qui renforce l'effet boule de neige. Avec la crise socio-politique actuelle, la Côte d'Ivoire aura besoin de financement pour se reconstruire et ses besoins impacteront lourdement ses finances publiques et risqueront d'aggraver son équilibre économique si une bonne partie de sa dette n'est pas annulée. Les autres pays pourront être affectés si le pays ne parvient plus à honorer ses engagements. Dans tous les pays, on constate que la dette continue d'augmenter, non seulement par défaut d'ajustements des dépenses, mais aussi en raison des taux de croissance économique trop faibles au sein des pays membres de l'UEMOA. Comme les politiques budgétaires ne dégagent pas suffisamment d'excédents futurs pour couvrir la dette, les gouvernements devraient penser à faire des ajustements durables qui reposent sur une diminution de certaines dépenses courantes, orienter la dette vers des secteurs porteurs de croissance ou mettre en œuvre des programmes politiques capables de produire une croissance vive. Dans le passé, des ajustements ont été faits par les pays industrialisés pour réduire leur dette. Il s'agit entre autre de la planche à billets que ne peuvent utiliser les pays membres de l'UEMOA, de la croissance économique accompagnée d'ajustements budgétaires via une réduction des dépenses publiques, de l'ajustement budgétaire par les dépenses et les recettes, ou comme l'avait fait la *France* en 1929 en combinant les trois moyens cités ci-dessus. Si des efforts considérables ne sont pas fournis pour assurer une gestion saine des finances publiques, une crise d'endettement peut sévir dans les pays fortement endettés (*Côte d'Ivoire et Togo*).

Bibliographie

- Azam J.-P. (2001):** « *Macroeconomic Reforms in the CFA Franc Zone* » chap. 11 in Elbadawi I. et B. Ndulu (eds.), *Economic Development in SubSaharan Africa*, Palgrave, Houndmills, NY.
- Berthomieu C., (2004) :** « Dépenses publiques, croissance et soutenabilité des déficits et de la dette extérieure » Research n°FEM21-39, CEMAFI, Université de Nice, Document de travail.
- Blanchard O. et D. Quah (1989):** « *The dynamic effects of aggregate demand and supply disturbances* », *American Economic Review*, vol. 79, n°4, Septembre, pp. 655-673.
- Blanchard, J.C. Chouraqui, R. P. Hagemann et N. Sartor, (1990) :** « *La soutenabilité de la politique budgétaire : Nouvelles réponses à une question anciennes* », *Revue Economique de l'OCDE*, n°15.
- Bougouin A.-S. et M. Raffinot, (2002) :** « L'initiative PPTE et la lutte contre la pauvreté », in CLING J.-P., RAZAFINDRAKOTO M. et F. ROUBAUD, « *Les nouvelles stratégies internationales de lutte contre la pauvreté* », *Economica*, Paris, pp. 261-290.
- Bouhali H., B. F. Z. Ait & I. H. Ba, (2008) :** « *Le lien entre le déficit budgétaire et l'accroissement de la dette publique* », document de travail.
- Brand T. (2009) :** « *Incrémentalisme et soutenabilité à long terme des finances publiques* », CEPII.
- Brand Thomas & Marcos Poplawski Ribeiro, (2010):** « *La soutenabilité des finances publiques* », *l'économie mondiale*.
- Bruneau C. et O. De Bandt (1998):** « *La modélisation VAR structurel : application à la politique monétaire en France* », document de travail, Banque de France.
- Cohen D., (1996):** « *The Sustainability of African Debt* », Policy Research Working Paper 1621, The World Bank.
- Creel J. & H. Sterdyniak, (1995) :** « *Les déficits publics en Europe : causes, conséquences ou remèdes à la crise ?* ». In: *Revue de l'OFCE*. N°54, 1995. pp. 57-100.
- Crowder J. W., (1997):.** "[The U.S. Intertemporal Budget Constraint: Restoring Equilibrium Through Increased Revenues or Decreased Spending?](#)," *Macroeconomics EconWPA*, revised 17, 1997.
- Daseking C. (2002) :** « *La dette quand est-elle excessive ?* », *finances et développement*, n°4 vol. 39.
- De Castro., J.-M. Gonzales-Paramo et P. Hernandez De Cos (2001):** « *Evaluating the dynamics of fiscal policy in Spain: Patterns of interdependence and consistency of public expenditure et revenues* », Banco De España, Document de travail, n° 0103.
- Dempa (2009),** « *Outil d'évaluation de la performance en matière de gestion de la dette* », département de la politique économique et de la dette, document de travail Banque mondiale.
- Dempa Sénégal (2010) :** « *Outil d'évaluation de la performance en matière de gestion de la dette* », document de travail.
- Easterly W., (2002):** « *Growth implosions, debt explosions and my Aunt Marilyn : Do growth slowdowns cause public debt crisis ?* », World Bank policy research Working Paper, n°2531.
- Engle, R. F., et C. W. GRANGER (1987):** « *Cointegration and Error correction: Representation, Estimation and Testing*, » *Econometrica*, 55, 251–276.
- Fuller, W., (1976).** *Introduction to Statistical Time Series*. Wiley, New York.
- Hamilton, James D. et M. A. Flavin (1986):** « *On the limitations of government Borrowing : A framework for empirical Testing* ». *American economic review* 76 p. 808-19.
- INSEE (2004-2005) :** « *La dette publique en France : « la tendance des vingt dernières années est-elle soutenable ?* », documentation Française.

- Jobert Th. & R. Tuncer, (2009) :** « Pourra-t-on réduire la dette publique de la France ? » Document de travail, CNRS.
- Johansen, S. (1988):** "Statistical Analysis of Cointegration Vectors," *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, 231–254.
- Johansen (1991):** "Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models," *Econometrica*, 59, 1551–1580.
- Jondeau Éric, (1992) :** « *La soutenabilité de la politique budgétaire* ». In: *Économie & prévision*. Numéro 104, pp. 1-17.
- MEFI, (2005) :** « Ministère des finances, de l'économie et de l'industrie Rapport sur l'évolution de l'économie nationale et sur les orientations des finances publiques ».
- Moisseron J.-Y. et M. Raffinot, (1999) :** « *Dette et pauvreté, Solvabilité et allègement de la dette des pays à faible revenu* », Economica, Paris.
- Ngaresseum D. K. T. (2005) :** « Dette extérieure et croissance économique : le cas de la Côte d'Ivoire », Cellule d'Analyse de Politiques Economiques du CIRES E. N°113, document de travail.
- Pebereau M. (2005) :** « *Rompre avec la facilité de la dette publique, pour des finances publiques au service de notre croissance économique et de notre cohésion sociale* », MEFI.
- Quéré A., B. Coeuré, P. Jacquet & J. P. Ferry, (2004) :** « *Politique économique* », De Boeck.
- Quintos, C. (1995):** "Sustainability of the Deficit process with structural shifts" *Journal of Business Economics & Statistics*, 13 (4) : p. 409-417, Octobre.
- Raffinot (2004) :** « *Soutenabilité de la dette des pays pauvres très endettés* », Cahier du GEMDEV n°30 .
- Sarr Felwine , (2005) :** « *La soutenabilité de la politique budgétaire dans la zone Uemoa (union économique et monétaire ouest-africaine) : essai d'évaluation théorique et empirique.* », LEO, Université d'Orléans.
- Shapiro M. & Mark Watson, 1988:** "Sources of Business Cycles Fluctuations," NBER Chapters, in: NBER Macroeconomics Annual 1988, Volume 3, pages 111-156 .
- Sims C.A. (1980):** "Macroeconomics and Reality", *Econometrica*, vol.48, pp.1-48.
- Wilcox David W. (1989):** "The sustainability of Government Deficits : Implications of the Present Value Borrowing Constraint." *Journal of Money, Credit, and Banking* 21, p. 291-306.

Annexes

Graphique 1: Evolution de la dette publique extérieure des pays de l'UEMOA 1960-2009





Tableaux 5 : Tests de stationnarité

Bénin

Variables	Constante sans tendance	Constante et tendance	Ordre d'intégration
En niveau			
b	-1,753	-0,20	
def	-1,56	-1,60	
Différences premières			
dlb	-1,59	-3,05	
dl2b	-8,93***	-4,73***	I(2)
dldef	-3,36*	-3,79***	I(1)
dl2def			

Burkina Faso

Variables	Constante sans tendance	Constante et tendance	Ordre d'intégration
En niveau			
b	-1,60	-0,55	
def	-1,84	-1,85	
Différences premières			
dlb	-3,22**	-3,65**	I(1)
dl2b			
dldef	-3,17**	-3,20*	I(1)
dl2def			

Côte d'Ivoire

Variables	Constante sans tendance	Constante et tendance	Ordre d'intégration
En niveau			
b	-2,42	-0,94	
def	-1,68	-1,39	
Différences premières			
dlb	-2,18	-3,03	
dl2b	-4,08***	-4,01**	I(2)
dldef	-5,64***	-5,19***	I(1)
dl2def			

Mali

Variables	Constante sans tendance	Constante et tendance	Ordre d'intégration
En niveau			
b	-1,80	-1,35	
def	-1,54	-1,07	
Différences premières			
dlb	-1,67	-2,32	
dl2b	-3,31**	-3,29*	I(2)
dldef	-4,34***	-4,77***	I(1)
dl2def			

Niger

Variables	Constante sans tendance	Constante et tendance	Ordre d'intégration
En niveau			
b	-1,76	0,37	
def	-2,37	-2,70	
Différences premières			
dlb	-1,62	-2,92	
dl2b	-6,80***	-6,73***	I(2)
dldef	-3,72***	3,80**	I(1)
dl2def			

Valeurs critiques : constante sans tendance : 1% = -3,60 ; 5% = -2,94 ; 10% = -2,60
constante et tendance : 1% = -4,21% ; 5% = -3,53 ; 10% = -3,19

Sénégal

Variables	Constante sans tendance	Constante et tendance	Ordre d'intégration
En niveau			
b	-1,46	-0,55	
def	-1,36	-1,48	
Différences premières			
dlb	-3,42**	-4,20**	I(1)
dl2b			
dldef	-3,90***	-4,08**	I(1)
dl2def			

Togo

Variables	Constante sans tendance	Constante et tendance	Ordre d'intégration
En niveau			
b	-2,40	-1,83	
def	-1,21	-2,23	
Différences premières			
dlb	-4,24***	-4,74***	I(1)
dl2b			
dldef	-3,32**	-2,87	I(1)
dl2def		-3,67**	

*** significatif au seuil de 1, 5, 10 %

**Tableau 6 : Estimation des relations de cointégration
Bénin**

$dg_t = \alpha_1 rt_t + \beta_1 + u_{1t}$	1970 :01 - 2009 :01	Test
α_1	0,92* (0,07)	-3,06 Seuil 5%=-3,52
β_1	0,65*** (0,000)	SEE= 0,37 CRDW= 0,61
$rt_t = \alpha_2 dg_t + \beta_2 + u_{2t}$	1970 :01 - 2009 :01	Test
α_2	0,04* (0,07)	-1,31 Seuil 5%=-2,94
β_2	0,57** (0,03)	SEE= 0,05 CRDW= 0,24

Burkina Faso

$dg_t = \alpha_1 rt_t + \beta_1 + u_{1t}$	1970 :01 - 2009 :01	Test
α_1	0,85*** (0,001)	-1,99 Seuil 5%=-3,52
β_1	-0,06*** (0,000)	SEE= 0,55 CRDW= 0,43
$rt_t = \alpha_2 dg_t + \beta_2 + u_{2t}$	1970 :01 - 2009 :01	Test
α_2	0,46*** (0,002)	-1,75 Seuil 5%=-2,94
β_2	-0,03*** (0,001)	SEE= 0,038 CRDW= 0,28

Côte d'Ivoire

$dg_t = \alpha_1 rt_t + \beta_1 + u_{1t}$	1970 :01 - 2009 :01	Test
α_1	0,81*** (0,000)	-3,12 Seuil 5%=-3,52
β_1	0,55*** (0,000)	SEE= 0,39 CRDW= 0,82
$rt_t = \alpha_2 dg_t + \beta_2 + u_{2t}$	1970 :01 - 2009 :01	Test
α_2	0,05* (0,000)	-2,24 Seuil 5%=-2,94
β_2	0,63** (0,000)	SEE= 0,032 CRDW= 0,42

Mali

$dg_t = \alpha_1 rt_t + \beta_1 + u_{1t}$	1970 :01 - 2009 :01	Test
α_1	0,75** (0,02)	-2,14 Seuil 5%=-3,52
β_1	-0,75*** (0,000)	SEE= 0,46 CRDW= 0,86
$rt_t = \alpha_2 dg_t + \beta_2 + u_{2t}$	1970 :01 - 2009 :01	Test
α_2	0,025** (0,02)	-1,59 Seuil 5%=-2,94
β_2	0,38** (0,0042)	SEE= 0,05 CRDW= 0,24

Niger

$dg_t = \alpha_1 rt_t + \beta_1 + u_{1t}$	1970 :01 - 2009 :01	Test
α_1	0,37** (0,0002)	-1,39 Seuil 5%=-3,52
β_1	0,77*** (0,000)	SEE= 0,36 CRDW= 0,61
$rt_t = \alpha_2 dg_t + \beta_2 + u_{2t}$	1970 :01 - 2009 :01	Test
α_2	0,01** (0,0002)	-1,85 Seuil 5%=-2,94
β_2	0,17** (0,0000)	SEE= 0,03 CRDW= 0,27

Sénégal

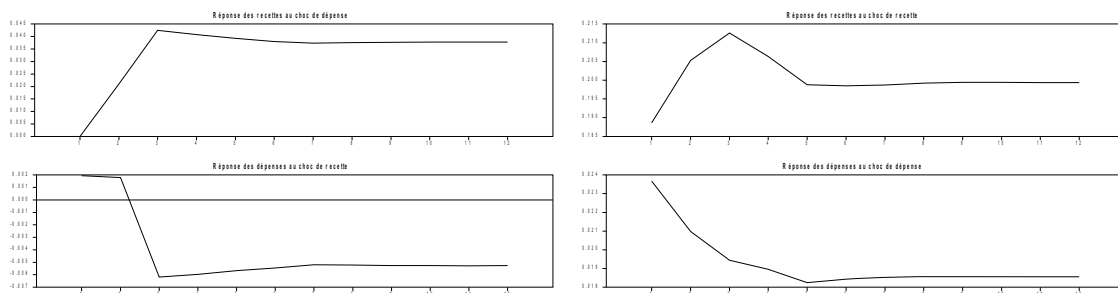
$dg_t = \alpha_1 rt_t + \beta_1 + u_{1t}$	1970 :01 - 2009 :01	Test
α_1	0,76*** (0,002)	-1,31 Seuil 5%=-3,52
β_1	0,49*** (0,000)	SEE= 0,26 CRDW= 0,56
$rt_t = \alpha_2 dg_t + \beta_2 + u_{2t}$	1970 :01 - 2009 :01	Test
α_2	0,05** (0,002)	-1,30 Seuil 5%=-2,94
β_2	-0,47** (0,012)	SEE= 0,05 CRDW= 0,17

Togo

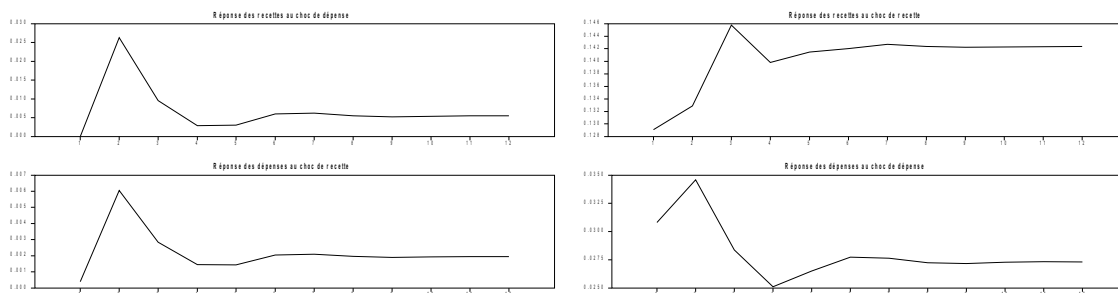
$dg_t = \alpha_1 rt_t + \beta_1 + u_{1t}$	1970 :01 - 2009 :01	Test
α_1	0,48*** (0,006)	-3,02 Seuil 5%=-3,52
β_1	0,86*** (0,000)	SEE= 0,55 CRDW= 1,12
$rt_t = \alpha_2 dg_t + \beta_2 + u_{2t}$	1970 :01 - 2009 :01	Test
α_2	0,006** (0,006)	-2,53 Seuil 5%=-2,94
β_2	0,05** (0,03)	SEE= 0,03 CRDW= 0,59

Graphique 2 : Fonctions de réponses

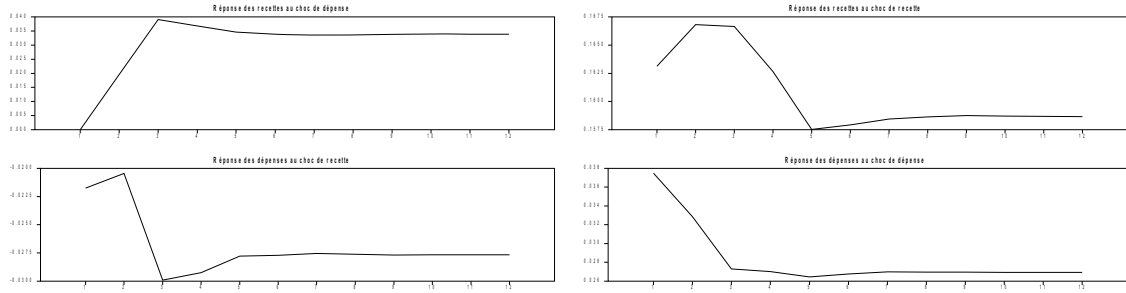
Fonction de réponses cumulées Bénin



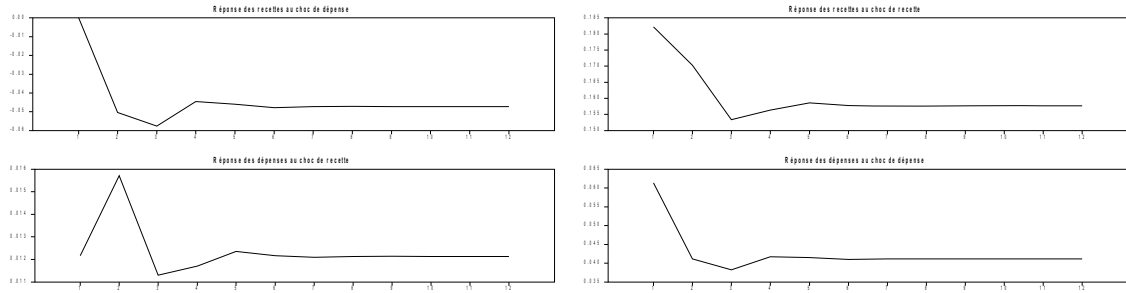
Fonction de réponses cumulées Burkina Faso



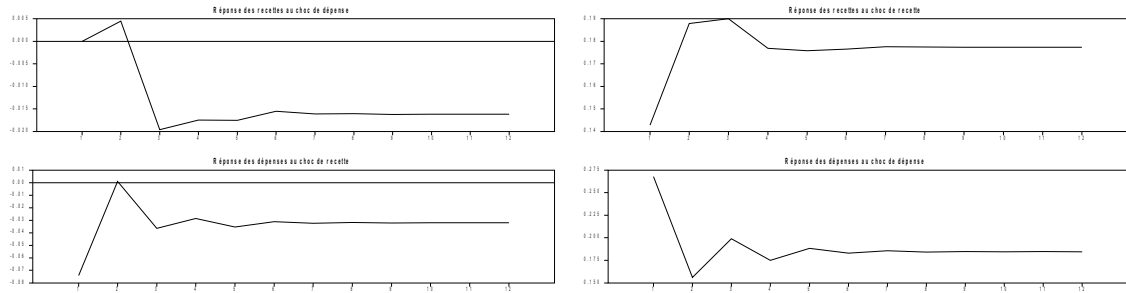
Fonction de réponses cumulées Côte d'Ivoire



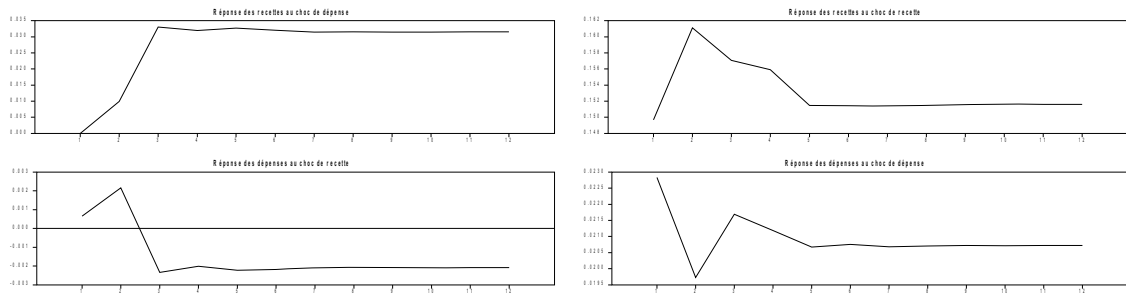
Fonction de réponses cumulées Mali



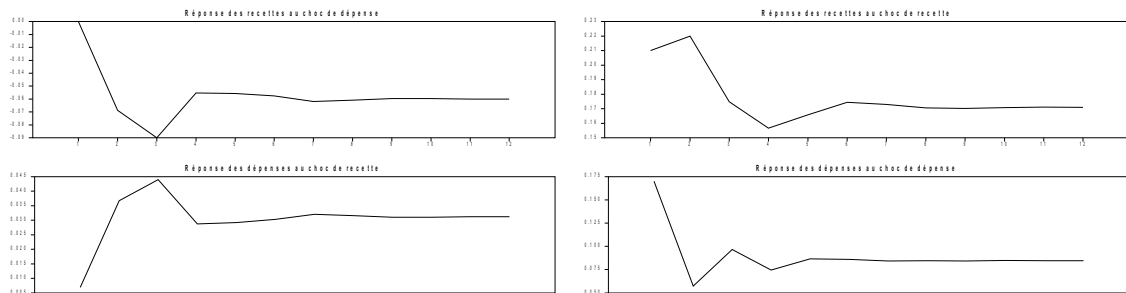
Fonction de réponses cumulées Niger



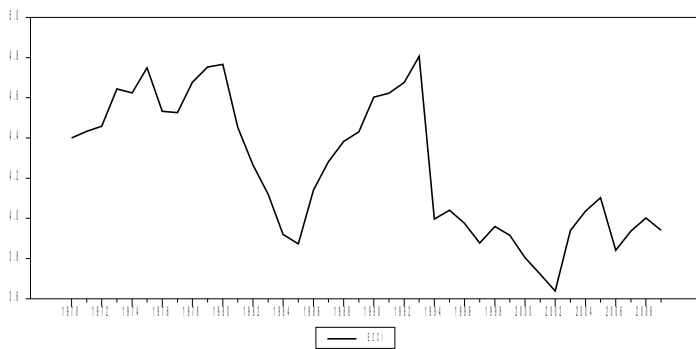
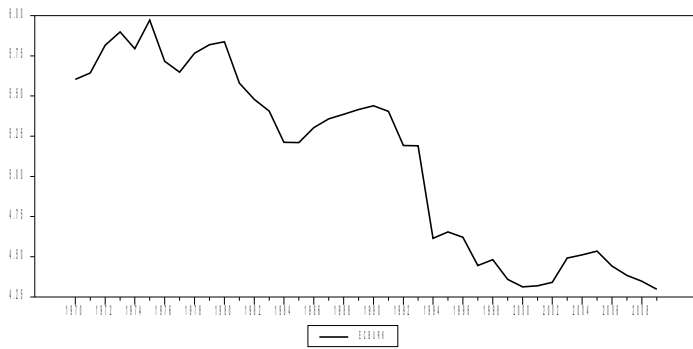
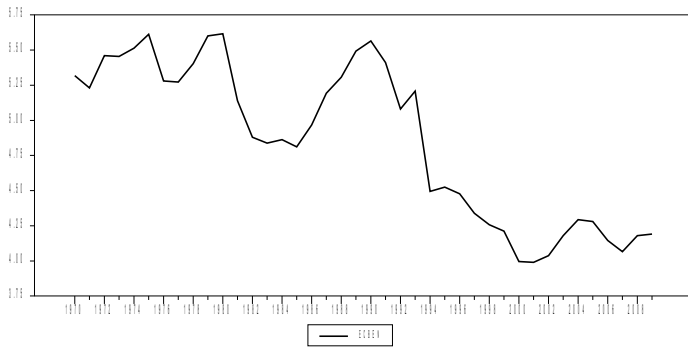
Fonction de réponses cumulées Sénégal

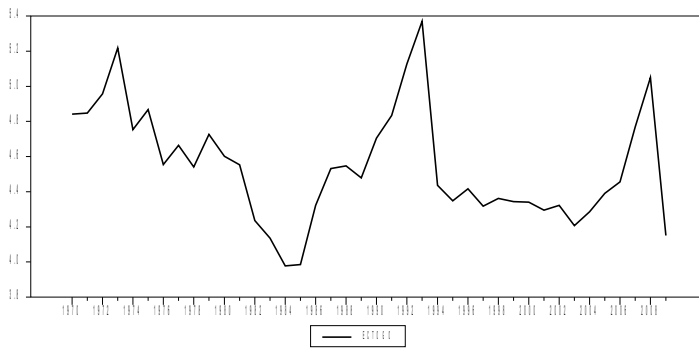
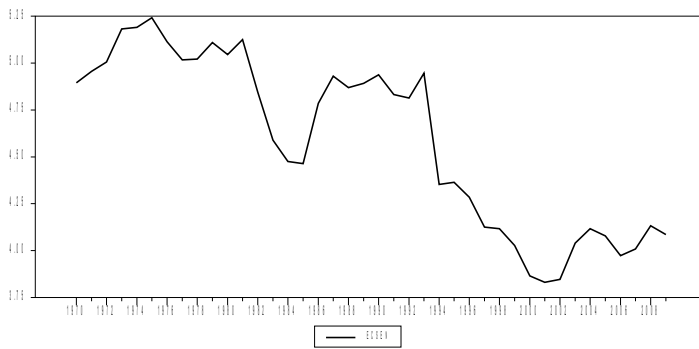
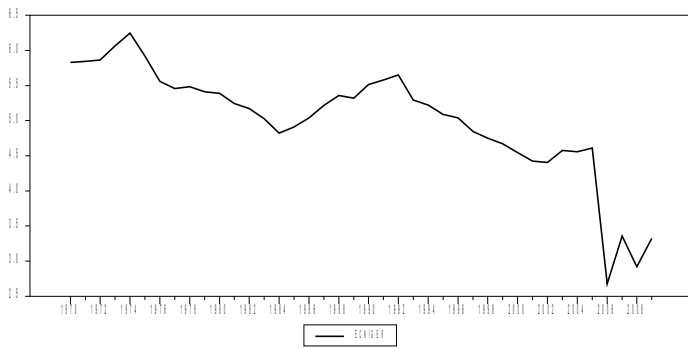
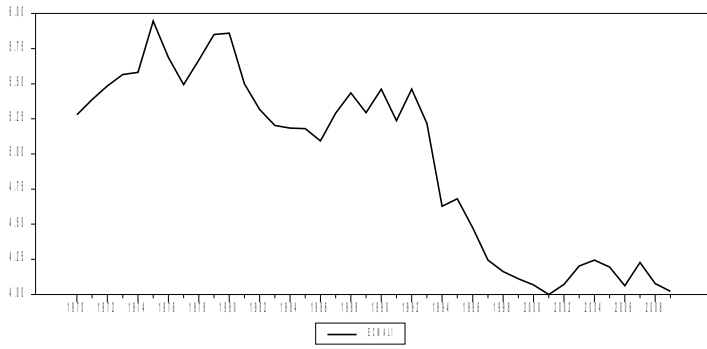


Fonction de réponses cumulées Togo



Graphique 3: écarts entre les recettes et les dépenses





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 de la Recherche et de la Statistique

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, à l'adresse : courrier.drs@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 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