

## ***Abdoulaye TRAORE***

Laboratoire de Recherches Economiques et Monétaires (LAREM),  
Université Cheikh Anta Diop de Dakar - Email : abdtra@gmail.com

### ***Évaluation des effets asymétriques de la politique monétaire de la BCEAO : une approche par la règle de Taylor augmentée***

**Résumé :** Depuis plus de deux décennies, la Banque Centrale des Etats de l'Afrique de l'Ouest (BCEAO) s'appuie essentiellement sur une politique fondée sur les taux d'intérêt. A ce titre, le niveau des taux doit pouvoir correspondre aux intérêts individuels des économies. Or, il existe au sein de l'Union Economique et Monétaire Ouest Africaine (UEMOA) des différences entre pays dans les systèmes productifs et financiers, dans les mécanismes de transmission des chocs et dans la conduite des politiques économiques nationales. Le but de cette étude est de montrer à travers une règle de Taylor augmentée, que la politique monétaire a des répercussions variables selon les pays. Il ressort des résultats, l'existence de biais entre les pays dans l'orientation de ladite politique. En recherchant quelle politique mènerait la BCEAO, si elle devait fixer les taux directeurs en référence à la situation d'un seul pays, l'évolution des taux de Taylor définit la Côte d'Ivoire comme principal pays de référence pour la Banque centrale.

**Mots clés:** Politique monétaire, Règle de Taylor augmentée, union économique hétérogène, stabilisation macroéconomique.

### ***Assessing the Asymmetric Effects of BCEAO Monetary Policy: An Augmented Taylor Rule Approach***

**Abstract:** For more than two decades, the Central Bank of West African States (CBWAS - BCEAO, in French) has been based primarily on a policy-focused interest rates. For this reason, the level of the rates must be able to correspond to the individual interests of the economies. However, there exists within the West African Economic and Monetary Union (WAEMU - UEMOA - in French) country differences in the productive and financial systems, in the shock transmission systems and in the control of the national economic policies. The goal of this study is to show through an augmented Taylor rule approach that the monetary policy has variable repercussions according to the countries. It arises, from the results, the existence of skew between the countries in the policy of the aforesaid guideline. While looking at which policy would carry out the CBWAS, if it were to fix the directing rates in reference to the situation of only one country, the evolution of the rates of Taylor defines Ivory Coast as the principal country of reference for the Central Bank.

**Key words:** Monetary policy, Augmented Taylor rule, heterogeneous economic union, macroeconomic stabilization.

**Classification JEL :** E52, E58, F33, F21

Received for publication: 20161224.

Final revision accepted for publication: 20171221

## 1. Introduction

Réunis au sein d'une union monétaire depuis plus d'un demi-siècle, les États de l'Union Economique et Monétaire Ouest Africaine (UEMOA) partagent une politique monétaire centralisée. La plupart de ses instruments étant unifiés, l'Institut d'émission, la Banque Centrale des Etats de l'Afrique de l'Ouest (BCEAO) s'appuie essentiellement, depuis la fin des années quatre-vingt, sur une politique fondée sur les taux d'intérêt.<sup>1</sup> Cependant, le niveau des taux d'intérêt doit pouvoir correspondre aux intérêts individuels des économies. Pourtant, il existe plusieurs modèles de fonctionnement au sein de l'Union qui induisent des différences entre pays dans les systèmes productifs et financiers, au niveau des mécanismes de transmission des chocs et dans la conduite des politiques économiques nationales.

Malgré un marché unique, les différences de fonctionnement persistent, ce qui est de nature à créer des performances économiques très différentes en fonction de chaque Etat. Dès lors, la pratique d'un *policy-mix* peut être prise entre deux difficultés. D'une part, en cas de menaces inflationnistes (résultant d'une augmentation continue des cours du pétrole) dans l'UEMOA et de faible croissance dans un pays, un resserrement monétaire est source de ralentissement supplémentaire de la croissance pour ce pays. D'autre part, si certains pays retrouvent une activité économique plus importante, une augmentation des taux d'intérêt peut intervenir comme un facteur brutal et désinflationniste pour les pays en situation de récession. Ainsi, la question de l'articulation efficiente des politiques macroéconomiques pour la stabilité macroéconomique devient cruciale. Les caractères particuliers des économies justifient-ils qu'une politique monétaire fondée sur des agrégats moyens produise des conséquences importantes pour certaines et faibles pour d'autres ?

L'objet de cet article est d'évaluer de façon simple les effets asymétriques de la politique monétaire en regardant quelle politique mènerait la Banque centrale, si elle devait fixer les taux directeurs en référence à la situation d'un seul pays membre. Pour ce faire, nous estimons les fonctions de réaction individuelles des pays que nous comparons à la fonction de réaction augmentée de la BCEAO. De ce fait, tout se passe comme si chaque pays dispose de sa propre Banque centrale nationale qui prendrait les mêmes décisions que la Banque centrale supranationale mais avec des données nationales. La fonction de réaction sous-jacente est une règle de type Taylor inspirée des travaux de Clarida, Gali et Gertler (1997, 1998). Nous appliquons cette règle aux données économiques des huit principaux pays de l'UEMOA et calculons un taux Taylor fictif pour chacun dont nous mesurons l'écart au taux du marché monétaire qui s'applique à l'ensemble de la zone UEMOA. L'écart entre les taux calculés pour chaque pays et le taux effectif de la BCEAO nous informera de l'existence d'éventuels biais dans l'orientation de la politique monétaire.

---

<sup>1</sup> La politique des taux d'intérêt, mise en œuvre dans le cadre des guichets de refinancement de l'Institut d'émission, vise le pilotage des taux de court terme sur le marché monétaire.

L'étude est composée de trois parties. La première procède à une revue de la littérature relative aux fonctions de réaction. La deuxième propose l'estimation d'une règle à la Taylor de la BCEAO. Et la troisième procède à l'analyse des répercussions asymétriques de la politique monétaire.

## **2. Revue de la littérature**

### **2.1. Fondements théoriques des règles monétaires**

Avec la libéralisation des marchés financiers internationaux au début des années 1980, la politique monétaire a recherché une certaine « crédibilité », ce qui a coïncidé avec les idées des « nouveaux classiques » dont la figure de proue est Robert Lucas. Il est apparu que les anticipations des agents économiques étaient déterminantes dans la réussite des politiques économiques (Lucas, 1976), comme l'avaient déjà remarqué Friedman (1968) et Phelps (1968). En s'inscrivant dans la lignée des travaux de ces auteurs, Kydland et Prescott (1977) montrent qu'il est préférable que l'autorité publique s'en tienne à des règles même si, ce faisant, elle se prive d'une certaine liberté d'action. Cette conclusion provient de ce que la politique discrétionnaire souffre d'un problème d'incohérence temporelle<sup>2</sup> qui la rend inefficace. De façon succincte, ils démontrent que les politiques discrétionnaires sont inefficaces, car ne tenant pas compte du mécanisme d'influence de la politique économique sur les comportements des agents privés.

A la suite des travaux de Kydland et Prescott (1977), il est apparu que l'usage d'actions discrétionnaires par les autorités monétaires s'accompagne très souvent d'un biais inflationniste. C'est ainsi qu'un courant académique s'est illustré dans la recherche de règles monétaires actives capables d'accroître le bien-être collectif. A ce titre, Rogoff (1985) propose l'adoption de règles actives de comportements pour les autorités monétaires pour réduire le biais inflationniste des politiques discrétionnaires. Le choix de la délégation monétaire à un banquier central conservateur à la Rogoff (1985) fut néanmoins critiqué par Laskar (1989) qui met en exergue un risque de volatilité importante de l'activité associé à un effort de réduction du biais inflationniste. La règle active de McCallum (1987) apporte à cet effet un amendement à la règle de Friedman (1968) en introduisant une certaine flexibilité dans la lutte contre l'inflation. Cependant, plusieurs critiques se référant à sa praticabilité ont été formulées, malgré l'intérêt de sa flexibilité déjà rappelée ci-avant. On estime, en général, que la règle de McCallum, faisant usage de mesures administratives dans le cadre de la gestion du crédit, n'est pas adaptée à la configuration financière.<sup>3</sup>

---

<sup>2</sup> Il y a incohérence temporelle lorsque, pour la même question, l'autorité publique ne prend pas la même décision à deux instants différents. Au cours du temps, l'autorité publique dévie de la politique initialement suivie. La question porte alors sur la capacité des agents privés à anticiper ou non ces déviations.

<sup>3</sup> Dans la plupart des pays, les Banques centrales ont abandonné la gestion administrative pour se tourner vers les mesures indirectes de gestion du crédit et de la monnaie (Landais, 2008).

L'étude sur les règles monétaires a connu un regain d'intérêt avec la publication de l'article de Taylor (1993) qui décrit une règle active dont la formulation est devenue célèbre pour sa capacité à asseoir une réelle crédibilité et à éviter le risque d'incohérence temporelle évoqué par Kydland et Prescott (1977) et Barro et Gordon (1983a, 1983b). Son principal mérite (contrairement à la règle de McCallum) a été de décrire, de manière étonnamment précise entre 1987 et 1992, le comportement de la Réserve fédérale américaine. Son expression est la suivante :

$$i_t^* = \hat{r} + E(\pi_t) + \gamma_1(\pi_t - \bar{\pi}) + \gamma_2(y_t - \bar{y}) \quad (1)$$

où  $i_t^*$  est le taux d'intérêt nominal de court terme des fonds fédéraux des Etats-Unis que manipule la Réserve fédérale dans ses opérations d'*open-market* ;  $\pi_t$ , le taux d'inflation des quatre derniers trimestres ;  $E(\pi)_t$ , les anticipations d'inflation ;  $(y_t - \bar{y})$ , l'output gap ;  $\hat{r}$ , le taux réel neutre (ou taux d'intérêt réel permettant l'équilibre de long terme) ;  $\gamma_1$  et  $\gamma_2$  des paramètres positifs. Taylor fixe de manière *ad hoc* la cible d'inflation  $\bar{\pi} = 2\%$  au même niveau que le taux d'intérêt réel  $\hat{r}$  qu'il considère proche du taux de croissance de long terme.

La règle fonctionne selon le principe suivant : au cas où l'inflation excède sa cible et/ou le PIB réel excède son niveau potentiel, l'autorité monétaire augmente les taux d'intérêt pour limiter l'emballement. Dans le cas contraire, elle devra agir à contre-courant en baissant les taux pour encourager l'investissement. En revanche, si les écarts d'activité et d'inflation sont nuls et si les anticipations d'inflation sont négligeables (c'est-à-dire  $Y_t = \bar{Y}$ ,  $\pi_t = \bar{\pi} = 2$ ,  $E_t(\pi_{t+1}) = 0$ ), l'autorité devra fixer le taux d'intérêt nominal au niveau du taux d'intérêt réel (2%).

Après plusieurs critiques<sup>4</sup>, des contributions ont proposé des raffinements de la règle concernant essentiellement quatre aspects. Il s'agit de la recherche de meilleurs coefficients de réaction du taux d'intérêt à l'inflation et au PIB<sup>5</sup>, de l'intégration d'arguments supplémentaires au nombre des variables explicatives<sup>6</sup>, de l'intégration de la viscosité des taux d'intérêt<sup>7</sup> et des délais de transmission de la politique ou de la modification de l'horizon de décision de la Banque centrale<sup>8</sup>. De ce fait, de nombreuses variantes de la règle de Taylor ont été élaborées ces dernières années.

## 2.2. La règle de Taylor (1993) et les modèles sous-jacents

Certains auteurs tels que Clarida, Gali et Gertler (1998) ont montré la nécessité d'incorporer dans la règle de Taylor, un taux d'intérêt retardé sous l'hypothèse que les agents ont des anticipations *backward*. Leur principale motivation est le désir de

<sup>4</sup> Pour un exposé plus détaillé, voir l'article de Brahim et Zouari-Ghorbel (2013).

<sup>5</sup> Voir l'article de Levin, Wieland & Williams (1999).

<sup>6</sup> Voir, notamment, Côté, Lam, Liu et Amant, (2002) et Ténou (2002).

<sup>7</sup> La question de savoir si les Banques centrales limitent les fluctuations des taux d'intérêt et les raisons pour lesquelles elles le feraient suscitent un vif débat. Voir Clarida, Galí et Gertler (1998), Levin, Wieland et Williams (1999) et Srouf (2001), à ce sujet.

<sup>8</sup> Voir Mc Callum (1997) et Kozicki (1999).

prendre en compte l'instabilité du système financier et ses conséquences inquiétantes en termes de risques de crise financière et de dépression grave.

D'un point de vue théorique, Levin, Wieland & Williams (1999) indiquent que l'ajout du taux d'intérêt retardé contribue à réduire la volatilité de l'inflation, de la production et des taux d'intérêt. Woodford (1999) a également montré, dans le cadre d'un modèle prenant en compte un comportement optimisateur des agents privés, qu'un certain degré d'inertie du taux d'intérêt de la Banque centrale pouvait être optimal. D'un point de vue pratique, le lissage des taux peut également s'expliquer par le souci de la Banque centrale de préserver sa crédibilité en limitant la volatilité de ses taux directeurs par une modification progressive de ceux-ci.

Par conséquent, la trajectoire du taux d'intérêt nominal de court terme peut être modélisée comme une moyenne pondérée du taux d'intérêt retardé  $i_{t-1}$  et du taux d'intérêt désiré  $i_t^*$  :

$$i_t = \rho \cdot i_{t-1} + (1 - \rho) \cdot i_t^* + u_t \quad (2)$$

où le paramètre  $\rho$  mesure le degré de lissage du taux d'intérêt.

En remplaçant  $i_t^*$  par sa valeur dans l'équation (1), l'équation (2) prend la forme suivante :

$$i_t = \rho \cdot i_{t-1} + (1 - \rho) \cdot (\hat{r} + \pi_t + \alpha(\pi_t - \bar{\pi}) + \beta(y_t - \bar{y})) + u_t \quad (3)$$

Deux hypothèses alternatives peuvent être formulées :

H1 :  $\rho = 0$ . Dans ce cas, on retrouve l'équation de Taylor (1993) retenue pour les Etats-Unis.

H2 :  $0 < \rho < 1$ . C'est l'hypothèse généralement admise dans les modèles de lissage du taux d'intérêt. De fait, la quasi-totalité des estimations réalisées dans les travaux empiriques sur les règles optimales fait clairement ressortir des comportements *backward* (Pollin, 2005).

Clarida, Gali et Gertler (1997) proposent une autre variante de la règle de Taylor (1993) suivant une version *forward-looking* qui permet de rendre compte du comportement prospectif des banquiers centraux de la façon suivante :

$$i_t = \rho \cdot i_{t-1} + (1 - \rho) \cdot [\hat{r} + \alpha(E_t(\pi_{t+1}/I_t) - \bar{\pi}) + \beta E(y_t/I_t)] + u_t \quad (4)$$

où  $E(. / I_t)$  désigne l'espérance conditionnellement à l'information dont dispose la Banque centrale à la date  $t$ .  $I_t$  représente l'ensemble des informations de décision. Depuis quelques années, cette spécification particulière de la règle de Taylor est devenue un standard dans l'évaluation des politiques monétaires prospectives (Licheron, 2009).

Toutefois, la forme des anticipations a une incidence un peu plus compliquée à analyser : « Si les anticipations sont *forward-looking*, les autorités monétaires doivent plutôt réagir à la situation présente de l'économie. Leur comportement sera ainsi intégré dans les anticipations des agents, ce qui est stabilisant : si l'on s'attend à ce que la Banque centrale réponde aux dérapages à venir, cela modérera leurs prévisions

*d'inflation. Par contre, si les agents ont des anticipations backward, alors la Banque centrale doit agir en fonction de ses prévisions d'activité ou d'inflation à venir : elle ne peut influencer sur les comportements présents puisqu'ils se définissent en fonction de variables passées.»* (Pollin, 2005).

Cependant, si certaines études s'accordent à la robustesse et à l'efficacité des règles de lissage des taux d'intérêt (Levin, Wieland & Williams, 1999), d'autres par contre émettent des réserves. Par exemple, Rudebusch et Svensson (1998) soulignent l'efficacité limitée des règles qui incluent un terme de lissage des taux. Ils constatent que ces règles donnent des résultats médiocres et parfois même instables dans les modèles à attentes adaptatives. De même, l'obtention d'un paramètre de lissage anormalement élevé est parfois signe d'une mauvaise spécification du modèle (Gerlach-Kristen, 2004) ou d'une corrélation sérielle des chocs affectant l'économie (Rudebusch, 2006).

### **3. Estimation d'une fonction de réaction dynamique de la BCEAO**

Après son réaménagement, la règle monétaire de Taylor s'est imposée comme une règle de référence pour la plupart des travaux empiriques tentant d'évaluer l'adéquation de la politique monétaire commune aux variables macroéconomiques fondamentales. En ce qui concerne la Zone euro, Huchet (2003) et Mésonnier et Renne (2004) ont révélé le rapprochement des taux historiques de la zone euro avant l'introduction de l'Euro à des taux de type Taylor, en se basant sur la méthodologie développée par Clarida, Gali et Gertler (1998). Autrement dit, une Banque centrale européenne fictive aurait suivi une règle de type Taylor depuis la création du Système Monétaire Européen (SME). Cette conclusion découle de l'estimation d'une fonction de réaction utilisant pour la période antérieure à 1999 des données relatives à une zone euro reconstituée<sup>9</sup>.

Lucia et Lucas (2007) montrent les bonnes performances d'une fonction de réaction élargie à un objectif de croissance d'agrégats monétaires pour la Banque Centrale Européenne (BCE). En comparant la fonction à celle de la Fed sur la période de 1998 à 2006, leur étude conclut que les deux Banques centrales ont pratiquement conduit leurs politiques monétaires de façon similaire sauf que la BCE attribuerait un poids relativement plus élevé à l'inflation dans la conduite de sa politique monétaire. Les estimations empiriques de la fonction de réaction de la BCE mettent également en exergue l'existence d'un fort paramètre de « lissage » des taux d'intérêt comparativement aux valeurs estimées sur des données américaines pour retracer le comportement de la Fed (Licheron, 2009). Ainsi, la fixation des taux d'intérêt de la Fed semble beaucoup plus en fonction d'une information nouvelle qu'en fonction des taux passés (Lucia et Lucas, 2007).

---

<sup>9</sup> Le problème de cette option revient à formuler l'hypothèse d'une relative homogénéité de comportements des Banques centrales fondatrices, malgré les crises que le mécanisme de change européen a traversées jusqu'au milieu des années 1990.

Pour déterminer quels seraient les coefficients qui minimiseraient des fonctions de perte définies pour huit pays de la zone euro, Penot et *al.* (2000) effectuent des simulations sur des « règles de type Taylor nationales » qui intègrent pour chaque pays des écarts d'inflation, de croissance et de taux d'intérêt. Des différences entre les coefficients leur ont permis de montrer que l'hétérogénéité quantifiée par la détermination (et la comparaison) de règles monétaires optimales propres à chaque pays ne provient pas seulement de la possibilité de chocs asymétriques, mais aussi du fait que les pays nécessitent des actions de politique économique en face de chocs identiques. De ce fait, pour parvenir aux mêmes objectifs de stabilisation macroéconomique, les pays auraient besoin de mesures monétaires divergentes (parfois fortement), ce qui paraît impossible pour la BCE qui mène une politique monétaire unique. En comparant le niveau des taux de refinancement pratiqués dans la zone aux taux de refinancement fictifs (ou taux de Taylor pour chaque pays), Broyer et Thellier (2010) parviennent à des résultats similaires. Ils suggèrent ainsi que le stimulus monétaire n'est pas bien ciblé dans la Zone euro. Autrement dit, la politique monétaire unique freine l'activité dans les régions où une stimulation serait nécessaire et la stimule là où elle n'en a pas besoin. Cependant, la littérature empirique n'a pas fourni suffisamment d'études dans ce sens pour analyser l'adéquation de politique monétaire à la situation conjoncturelle particulière de chaque pays de l'UEMOA.

### 3.1. Spécification du modèle

La fonction de réaction de la Banque centrale part de la formulation théorique d'une règle de type Taylor proposée par Clarida, Gali et Gertler (1997, 1998, 2000). Selon leur approche, on admet que la Banque centrale ajuste graduellement le taux d'intérêt. Ainsi, la règle de taux d'intérêt peut s'écrire :

$$i_t = \rho * i_{t-1} + (1 - \rho) * (\hat{r} + \alpha(\pi_t - \bar{\pi}) + \beta(y_t - \bar{y})) \quad (5)$$

Suivant les travaux de Drumets et Verdelhan (1997) et Ténou (2002), ainsi que les critiques émises par McCallum (1997) et Kozicki (1999) contre les règles monétaires utilisant des données contemporaines, il convient de retarder les données des variables explicatives. Ainsi, l'équation (2.1) devient<sup>10</sup>:

$$i_t = \rho * i_{t-1} + (1 - \rho) * [\hat{r} + \alpha(\pi_t - \bar{\pi})_{t-1} + \beta(y_t - \bar{y})_{t-1}] \quad (6)$$

Sous l'hypothèse que la Banque centrale cible d'autres variables en plus des écarts d'activité et d'inflation, on peut spécifier de la manière suivante la fonction de réaction de la banque centrale :

$$i_t = \rho * i_{t-1} + (1 - \rho) * [\hat{r} + \alpha(\pi_t - \bar{\pi})_{t-1} + \beta(y_t - \bar{y})_{t-1} + \gamma(S_{t-1})] \quad (7)$$

<sup>10</sup> Puisque l'estimation est basée sur des séries annuelles, nous retardons les variables d'une année. Ceci permettra de tenir compte du caractère peu prospectif de la politique monétaire de la BCEAO parfois fondée sur l'observation rétrospective de la situation macroéconomique, puisque que les données relatives aux variables macroéconomiques de base sont disponibles avec un certain décalage.

$S_{t-1}$  désigne un vecteur de variables supplémentaires retardées d'une période et  $\gamma$  les poids accordés par les autorités à ces variables dans leur prise de décision. Le vecteur peut prendre deux agrégats à savoir l'écart entre la croissance monétaire M2 et son niveau potentiel et une mesure du différentiel entre les taux pratiqués par la BCEAO et ceux de l'Eurosystème. L'intégration de la masse monétaire M2 peut se justifier par le fait que la Banque centrale surveille étroitement son évolution. La politique monétaire peut en effet influencer sur l'évolution de la masse monétaire et les taux d'intérêt et par ce biais, sur l'inflation et la croissance. Par exemple, une politique expansionniste qui a pour but d'accroître la masse monétaire peut être menée pour stimuler l'activité. Le courant monétariste considère que le meilleur moyen de lutter contre l'inflation est d'agir sur la création monétaire, en limitant la masse monétaire par une politique restrictive. Aussi, la croissance annuelle de la masse monétaire est fortement différenciée dans l'Union. Elle est plus faible pour les pays disposant d'un taux de liquidité relativement plus important (Traoré, 2015). Quant au différentiel des taux d'intérêt entre l'UEMOA et l'Eurosystème, son intégration est motivée par l'influence de la politique monétaire de la zone euro sur certaines décisions de la Banque centrale, notamment le niveau de ses taux directeurs. Généralement, la BCEAO maintient un écart significatif entre ses taux directeurs et ceux de l'Eurosystème (voir divers Rapports de la Banque de France sur la Zone Franc, 1998-2010).

Pour donner une forme plus estimable à notre modèle, il est nécessaire de mieux spécifier l'équation. Ce qui nous amène à la réécrire de la façon suivante :

$$i_t = \theta_0 + \theta_1 i_{t-1} + \theta_2 (\pi_t - \bar{\pi})_{t-1} + \theta_3 (y_t - \bar{y})_{t-1} + \theta_4 (S_t - \bar{S})_{t-1} + \vartheta_t \quad (8)$$

Les relations entre les paramètres et les coefficients de départ vérifiant la formule suivante :

$$\theta_1 = \rho; \hat{i} = \frac{\theta_0}{1 - \theta_1}; \beta_\pi = \frac{\theta_2}{1 - \theta_1}; \beta_y = \frac{\theta_3}{1 - \theta_1}; \beta_s = \frac{\theta_4}{1 - \theta_1}$$

### 3.2. Les arguments de la fonction de réaction et les données

La règle de Taylor telle que décrite par l'équation (8) fait intervenir des variables inobservables. C'est le cas du taux d'intérêt réel neutre ou d'équilibre, qui est considéré comme égal à la moyenne de la différence entre le taux d'intérêt nominal et le taux d'inflation cible sur la période étudiée. Pour l'écart d'inflation, il est obtenu en faisant la différence entre l'inflation observée et l'inflation cible de 2 % de la BCEAO. Quant à l'*output gap*, il est obtenu à partir de l'écart entre la production observée et la production potentielle obtenue à partir du filtre de Hodrick-Prescott (HP Filter), avec  $\lambda = 100$ .

Au total, les séries brutes utilisées sont de fréquence annuelle et couvrent la période 1976–2013. Les taux de court terme (taux du marché monétaire) de l'UEMOA et de la France (Zone euro) sont respectivement extraits des bases de la BCEAO et de la Banque de France. Les PIB à prix constants et les séries de la masse monétaire proviennent des statistiques publiées dans la *World Development Indicators* (2014). Les séries de l'inflation et de la masse monétaire proviennent de la même base. Les



taux d'inflation sont mesurés par les variations relatives des indices des prix à la consommation des pays.

### 3.3. Résultat de l'estimation de la fonction de réaction augmentée de la masse monétaire et du différentiel des taux d'intérêt directeurs

La régression de la fonction de réaction est présentée par l'équation :

$$i_t = \theta_0 + \theta_1 i_{t-1} + \theta_2 (\pi_t - \bar{\pi})_{t-1} + \theta_3 (y_t - \bar{y})_{t-1} + \theta_5 (M2_t - \overline{M2})_{t-1} + \theta_6 dint_{t-1} + \vartheta_t \quad (9)$$

Les résultats de cette spécification retenue pour la fonction de réaction de la BCEAO sont reportés dans le Tableau 1.

**Tableau 1 : Résultats de l'estimation du modèle**

| Variable     | Coefficient | t-Statistic |
|--------------|-------------|-------------|
| C            | 1.172662    | 2.333500    |
| TMM (-1)     | 0.902118    | 16.17440    |
| OUTPUT1 (-1) | 0.119218    | 1.983702    |
| IPC (-1)     | -0.032417   | -1.118262   |
| MGAP (-1)    | -0.048005   | -2.080407   |
| DINT (-1)    | -0.418378   | -3.570026   |

$$R^2 \text{ ajusté} = 0.91 \quad ARCH = 0.85 \quad (0.47) \quad LM = 1,41 \quad (0,25) \quad RESET = 0,83 \quad (0,36)$$

Les bonnes propriétés de la régression (valeurs du coefficient de détermination (0,91) et du paramètre de lissage (0,90) ainsi que les qualités prédictives du modèle (cf. Tableau 2) semblent conférer au modèle estimé le statut d'une assez bonne fonction de réaction de la BCEAO. Aussi, les tests classiques d'homoscédasticité (ARCH), de non-autocorrélation (Test LM) ainsi que le test RESET de spécification aboutissent à une spécification acceptable avec des résidus homoscédastiques et non autocorrélés.

**Tableau 2 : Qualités prédictives de la règle monétaire**

|                         |       |
|-------------------------|-------|
| RootMean Square Error   | 1,26  |
| MeanAbsoluteError       | 1,03  |
| Mean Abs. Percent Error | 16,57 |
| Theil Inequality Coeff. | 0,080 |
| Biais Proportion        | 0,015 |

Les paramètres déduits de l'équation estimée sont présentés dans le Tableau 3.

**Tableau 3 : Règle monétaire augmentée**

| Paramètres structurels | $\hat{i}$ | $\rho=\theta_1$ | $\beta_\pi$ | $\beta_y$ | $\beta_M$ | $\beta_{dint}$ |
|------------------------|-----------|-----------------|-------------|-----------|-----------|----------------|
| Valeurs                | 11,96**   | 0,90***         | -0,31       | 1,22**    | -0,49**   | -4,27***       |

D'après les résultats, 91 % du niveau des taux d'intérêt de court terme en  $t$  est expliqué par les variables retardées d'une période, que sont le taux d'intérêt court de court, l'écart de production, l'écart de croissance de la masse monétaire et l'écart entre les taux d'intérêt directeurs de la zone UEMOA et l'Eurosystème. Le poids associé au coefficient de lissage du taux d'intérêt directeur atteste également que la politique monétaire est empreinte d'une forte inertie dans le temps. Une telle inertie peut cependant rendre inactive le seul canal du taux d'intérêt.

Par rapport à la valeur des pondérations associées aux objectifs de stabilisation de l'écart d'inflation et l'écart de production, il advient que l'effort de stabilisation de la production réelle est plus déterminant que celui de rapprocher l'inflation à un niveau pas trop éloigné de sa cible. Toutefois, même si le coefficient associé au gap d'inflation est apparu non significatif, on peut estimer qu'avec une cible d'inflation de 2 % sur l'ensemble de la période, le gap d'inflation est probablement surévalué en moyenne. Le signe négatif obtenu peut s'interpréter comme un objectif d'inflation supérieur à 2 %.

Concernant les variables supplémentaires, leurs paramètres apparaissent significatifs et négativement reliés au taux d'intérêt. Le signe associé au différentiel des taux atteste que la BCEAO semble avoir une plus grande appréhension à baisser son taux d'intérêt suite à une baisse du taux d'intérêt de la BCE (ou la Banque de France sur la période antérieure à l'introduction de l'euro). Son poids révèle que la détermination du niveau du taux directeur de la BCEAO est fortement tributaire de la conjoncture de la Zone euro. Celui associé à l'écart de croissance de la masse monétaire met en avant le contrôle exercé par la Banque centrale afin de limiter la croissance moyenne de la masse monétaire.

Sur la base de ces résultats, la fonction de réaction retenue pour la Banque centrale décrit relativement bien la formation des taux d'intérêt effectifs de la BCEAO sur la période allant de 1976 à 2013 (voir Figure 1). En outre, elle permet une évaluation de l'orientation de la politique monétaire en comparant les taux pratiqués et les taux de Taylor calculés : la politique monétaire est jugée restrictive lorsque le taux directeur fixé par la Banque centrale se situe au-dessus du taux issu de la règle de Taylor et accommodante dans le cas contraire.

#### 4. Estimations des fonctions de réaction de chaque pays

Afin de mieux comprendre la spécificité de la politique monétaire, nous confrontons la fonction de réaction augmentée de la BCEAO (modèle précédemment estimé) aux évolutions des données nationales des pays considérés, puis calculons un taux de Taylor pour chaque pays dont nous mesurons l'écart au taux directeur de la BCEAO.

Le Tableau 4 présente les résultats des estimations des fonctions de réaction des Banques centrales nationales.

Bien que d'inspiration identique, les régressions présentent quelques différences significatives particulièrement sur leurs paramètres les plus cruciaux. C'est ainsi que la croissance économique peut influencer significativement le taux d'intérêt directeur au Niger, au Togo, au Mali et en Côte d'Ivoire. Le coefficient n'est pas significatif dans les autres pays et présente un signe négatif non attendu pour le Bénin et le Sénégal. Ces pays semblent donc disposer d'une croissance peu soumise aux variations du taux directeur de la Banque centrale. Les taux d'inflation au Niger, et surtout au Sénégal semblent très sensibles aux décisions de politique monétaire. Les différences sont également nettes en ce qui concerne la sensibilité de la croissance de la masse monétaire aux variations du taux directeur pour les pays où l'intermédiation financière est relativement plus importante (Sénégal, Togo, Bénin et Côte d'Ivoire).

**Tableau 4 : Résultats des estimations des fonctions de réaction nationales**

| Paramètres structurels | $\rho=\theta_1$ | $\beta_\pi$ | $\beta_y$ | $\beta_M$ | $\beta_{dint}$ | R2aj | AR(1) | F.Stat | LM   |
|------------------------|-----------------|-------------|-----------|-----------|----------------|------|-------|--------|------|
| Bénin                  | 0,93***         | -0,45       | -0,32     | -0,69***  | -6,41***       | 0,93 | 1,04  | 89,5   | 0,87 |
| Burkina Faso           | 0,87***         | -2,31       | 0,1       | -0,036    | -0,38***       | 0,89 |       | 63,94  | 2,26 |
| Cote d'Ivoire          | 0,87***         | -0,1        | 0,62**    | -0,22**   | -3,58***       | 0,90 |       | 73,15  | 1,25 |
| Guinée-Bissau          | 0,98***         | 0,19        | -1,46     | 0,139     | 2,78           | 0,89 |       | 27,36  | 2,16 |
| Mali                   | 0,88***         | -0,28       | 1,02**    | 0,009     | -3,58***       | 0,91 |       | 79     | 0,03 |
| Niger                  | 0,83***         | -0,2**      | 0,42**    | 0,12      | -3,28***       | 0,92 |       | 93,99  | 3,12 |
| Sénégal                | 0,97***         | -9***       | -0,7      | -4,28**   | -37***         | 0,93 |       | 105    | 1,48 |
| Togo                   | 0,92***         | -0,34       | 0,97**    | -0,66***  | -4,86***       | 0,93 |       | 100    | 0,08 |

Source : calculs de l'auteur. \*\*\*, \*\* et \* respectivement significatifs à 1%, 5% et 10%.

En estimant quelle politique mènerait la BCEAO, si elle devait fixer ses taux en référence à la situation d'un seul pays membre, l'évolution des taux calculés définit clairement la Côte d'Ivoire comme principal pays de référence pour la Banque centrale sur toute la période (voir figure 2). Cela manifeste l'intérêt relativement important qu'accorde la Banque centrale à la situation conjoncturelle de la Côte d'Ivoire. Autrement dit, la variation des indicateurs stratégiques de la politique monétaire en Côte d'Ivoire influencerait fortement les décisions de la Banque centrale pour atteindre ses objectifs finals.

Par ailleurs, les résultats prouvent bien que la politique monétaire n'exerce pas des effets similaires sur chacune des économies de l'Union. En effet, l'évolution des écarts entre le taux court de la BCEAO et les taux de Taylor calculés pour chaque pays (voir figure 3), révèle bien le caractère différencié des effets de la politique monétaire.

## 5. Conclusion

L'expérience récente en Zone euro a montré que l'hétérogénéité structurelle rend problématique la gestion macroéconomique régionale. Sur le plan empirique de nombreux travaux ont mis en avant les problèmes posés pour la politique monétaire unique lorsque le canal de transmission est asymétrique. A l'instar de ces travaux, cette présente étude a utilisé une règle de type Taylor, augmentée de la masse monétaire et du différentiel des taux d'intérêt entre la zone UEMOA et l'Eurosystème, pour évaluer de façon simple la politique monétaire de la BCEAO sur la période 1976-2013. Pour ce faire, des fonctions de réaction individuelles des pays ont été estimées puis comparées à la fonction de réaction augmentée de la BCEAO.

L'estimation de la fonction de réaction de la Banque centrale aboutit aux conclusions d'une exigence moins pressante pour la BCEAO à réagir à la situation conjoncturelle des pays. Premièrement, la politique monétaire a essentiellement réagi aux variations du taux de refinancement de la Zone euro dont la BCE se sert pour répondre aux déséquilibres de pays membres, ce qui montre le poids des contraintes essentiellement externes sur les décisions monétaires. L'écart entre les taux de Taylor calculés et ceux appliqués à l'ensemble des économies renseigne par ailleurs que les mesures monétaires restrictives ont été prépondérantes.

Les estimations des fonctions de réaction des Banques centrales nationales sur la même période montrent que la politique monétaire semble avoir des répercussions variables sur les diverses économies. En comparant, les résultats des estimations par rapport à l'estimation de la règle de réaction de la BCEAO, il ressort que la politique monétaire n'a pas uniformisée les comportements des Banques centrales nationales et que son impact est différent d'un pays à l'autre par rapport à ce qu'aurait fait une Banque centrale nationale. En effet, bien que d'inspiration identique, les fonctions de réaction nationales suggèrent des biais aussi bien sur les paramètres les plus cruciaux que dans l'orientation de la politique monétaire.

A cet égard, pour parvenir aux mêmes objectifs de stabilisation macroéconomique, les pays de l'UEMOA auraient-ils besoin de mesures monétaires différentes ? De telles mesures paraissent cependant difficiles, voire impossible, à mettre en œuvre pour la BCEAO qui mène actuellement une politique monétaire fondée sur les taux d'intérêt afin de répondre aux besoins conjoncturels des pays. En conséquence, l'absence d'adaptation de cette politique à la situation spécifique de chaque pays invite les autorités régionales à poser le débat sur la nécessité de la prise en compte des divergences et/ou disparités constatées entre des économies dans la conduite de la politique monétaire commune.

## 6. Références bibliographiques

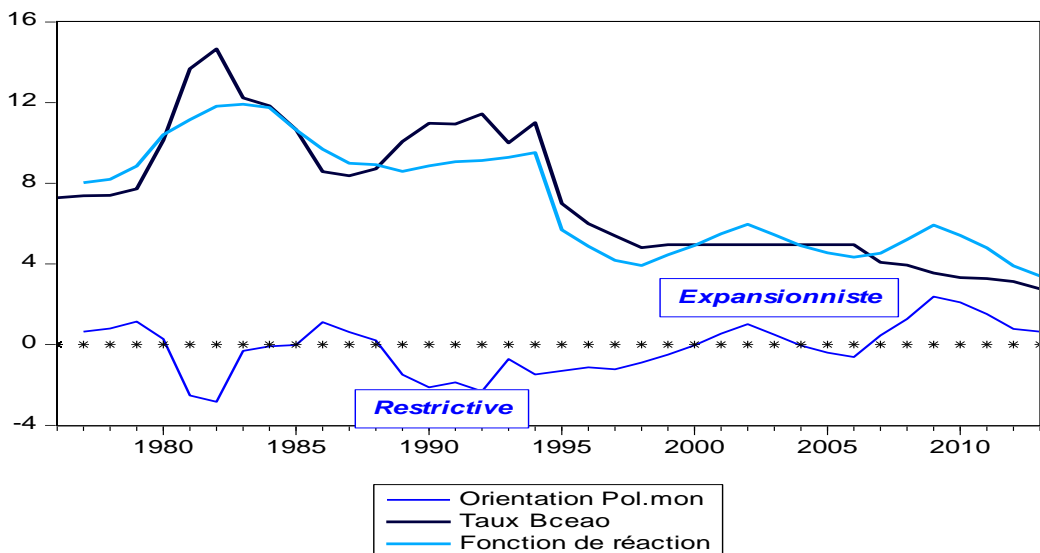
- Barro R. J., Gordon D. B. (1983a), « Rules, discretion and reputation in a model of monetary policy », *Journal of Political Economy*, Vol. 12, pp. 101- 121.
- Barro R. J., Gordon D. B. (1983b), « A positive theory of monetary policy in a natural rate model », *Journal of Political Economy*, Vol. 91, pp. 589 - 610.

- Brahmi M., Zouari-Ghorbel S. (2013), « L'approche de crédibilité de la politique monétaire & règles de conduite : Controverses théoriques », *Revue Congolaise d'Economie* Vol. 8, No.2, pp.14-33.
- Broyer S., Thellier C. (2010), « Le policy mix de la zone euro est très sous-optimal », *Recherche Economique*, n° 584.
- Clarida R., Gali J., Gertler M. (1998), « Monetary Policy Rules and Macroeconomic Stability: Evidence and Some Theory » NBER Working Paper, n°6442, mars.
- Clarida R., Gali, J., Gertler, M. (1997), « Monetary Policy Rules and Macroeconomic Stability : Evidence and some Theory », *manuscript*, New York University.
- Côté D., Lam J.-P., Liu, Y., St-Amant P. (2002), « Le rôle des règles simples dans la conduite de la politique monétaire au Canada », *Revue de la Banque du Canada*.
- Drumetz F., Verdelhan A. (1997), « Règle de Taylor : présentation, application, limites », *Bulletin de la Banque de France* n° 45 (septembre)
- Friedman M. (1968), «The Role of Monetary Policy», *American Economic Review*, n° 58, March, p. 1 17.
- Gerlach-kristen P. (2004), « Interest rate smoothing: Monetary policy inertia or unobserved variables? », *The B.E. Journal of Macroeconomics – Contributions to Macroeconomics*, 4, article 3.
- Huchet M. (2003), « Fonctions de réaction des banques centrales européennes et convergence », *L'Actualité économique*, Vol. 79, n°3, pp. 297-326.
- Kozicki S. (1999), « How Useful Are Taylor Rules for Monetary Policy? », *Federal Reserve of Kansas City Economic Review* 2, pp. 5 -33.
- Kydland F.E., Prescott E.C. (1977), « Rules rather than Discretion: the Inconsistency of Optimal plans », *Journal Of Political Economy*, Vol.85, June, pp.473-491.
- Landais, B. (2008), «Leçons de politique monétaire», « de Boeck », 1ère édition, 319 p.
- Laskar, D. (1989), « Conservative Central Bankers in a Two-Country World », *European Economic Review*, Vol. 33, n° 8, p. 1575-1595.
- Levin, A., Wieland, V., and Williams J., (1999), « Robustness of simple monetary policy rules under model uncertainty ». *American Economic Review*, Vol. 93 N°3 June, pp. 263-299.
- Licheron J. (2009), « Politique monétaire de la BCE et inertie des taux d'intérêt : quel rôle pour les indicateurs nationaux ? », *Revue économique*, Vol. 60, n 3, pp 713-725.
- Lucas Jr. R.E. (1976), « Econometric Policy Evaluation : A Critique ». *Carnegie-Rochester Series on Public Policy* (1), pp 19-46.
- Lucia C., Lucas J.M. (2007), « Y a-t-il un océan entre la Fed et la BCE ? » *Conjoncture, Etudes Economique*, BNP Paribas.
- McCallum B.T. (1987), « The Case for Rules in the Conduct of Monetary Policy : A Concrete Example », *FRB of Richmond Economic Review* (September/October), pp. 10–18.
- McCallum B.T. (1997), « Issues in the design of monetary policy rules », NBER, Working Paper, n° 6016.
- Mésonnier J.S, Renne J.P (2004), « Règle de Taylor et politique monétaire dans la zone euro », *Bulletin de la Banque de France*, n° 45.

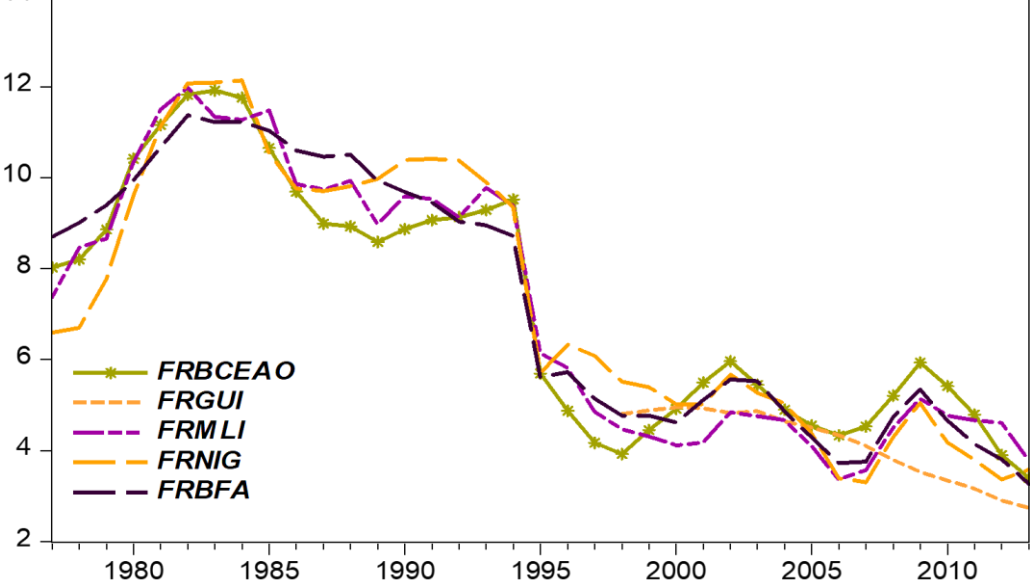
- Penot A., Pollin J.-P., Seltz V. (2000), « Hétérogénéité dans la Zone Euro et Politique Monétaire Unique », XVIIe Journées Internationales d'Economie Monétaire et Bancaire, Lisbonne, 7-9 juin.
- Phelps E. S. (1968), « Money-Wage Dynamics and Labor-Market Equilibrium. » *Journal of Political Economy* 76 (4): 678-711.
- Pollin J.-P. (2005), « Théorie de la politique monétaire, esquisse d'une refondation », *Revue économique*, vol. 56, N° 3, p. 507-540.
- Rogoff K. (1985), « The Optimal Degree of Commitment to an Intermediate Monetary Target », *Quarterly Journal of Economics* (100), pp. 1169-1190.
- Rudebusch G.D, Svensson L.E.O (1998), « Open economy inflation targeting », NBER, Working Paper n° 6545.
- Rudebusch, G.D. (2006), « Monetary policy inertia: Fact or fiction? », *International Journal of Central Banking* Vol 2, p. 85-135
- Srour G. (2001), « Why Do Central Banks Smooth Interest Rates? », document de travail no 2001-17, Banque du Canada.
- Taylor J. (1993), « Discretion versus policy rules in practice », *Carnegie-Rochester Conference series on public policy* Vol. 39, 195-214.
- Tenou K. (2002), « La règle de Taylor : un exemple de règle de politique monétaire appliquée au cas de la BCEAO », *Notes d'Information et Statistiques de la BCEAO*, n° 523 mars 2002, pp 1-21
- Traoré A. (2015), « Asymétrie des effets de la politique monétaire et déséquilibre du policy-mix en union monétaire : le cas de l'UEMOA », Thèse de doctorat en Sciences Economiques, Université Gaston Berger de Saint Louis, 2015, 217p.
- Woodford M. (1999), « Optimal monetary policy inertia », NBER Working Paper, n° 7261, July.

## 7. Annexes

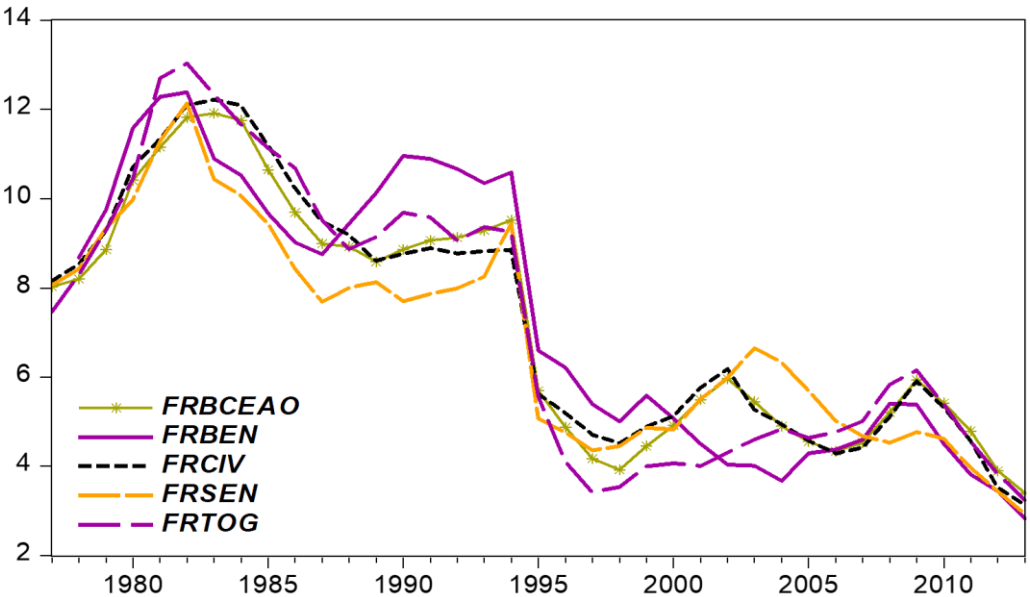
**Figure 1 : Ecart du taux directeur de la BCEAO à celui issu de la règle de Taylor**



**Figure 2 : Evolution des taux d'intérêt de court terme calculés ou taux de Taylor**

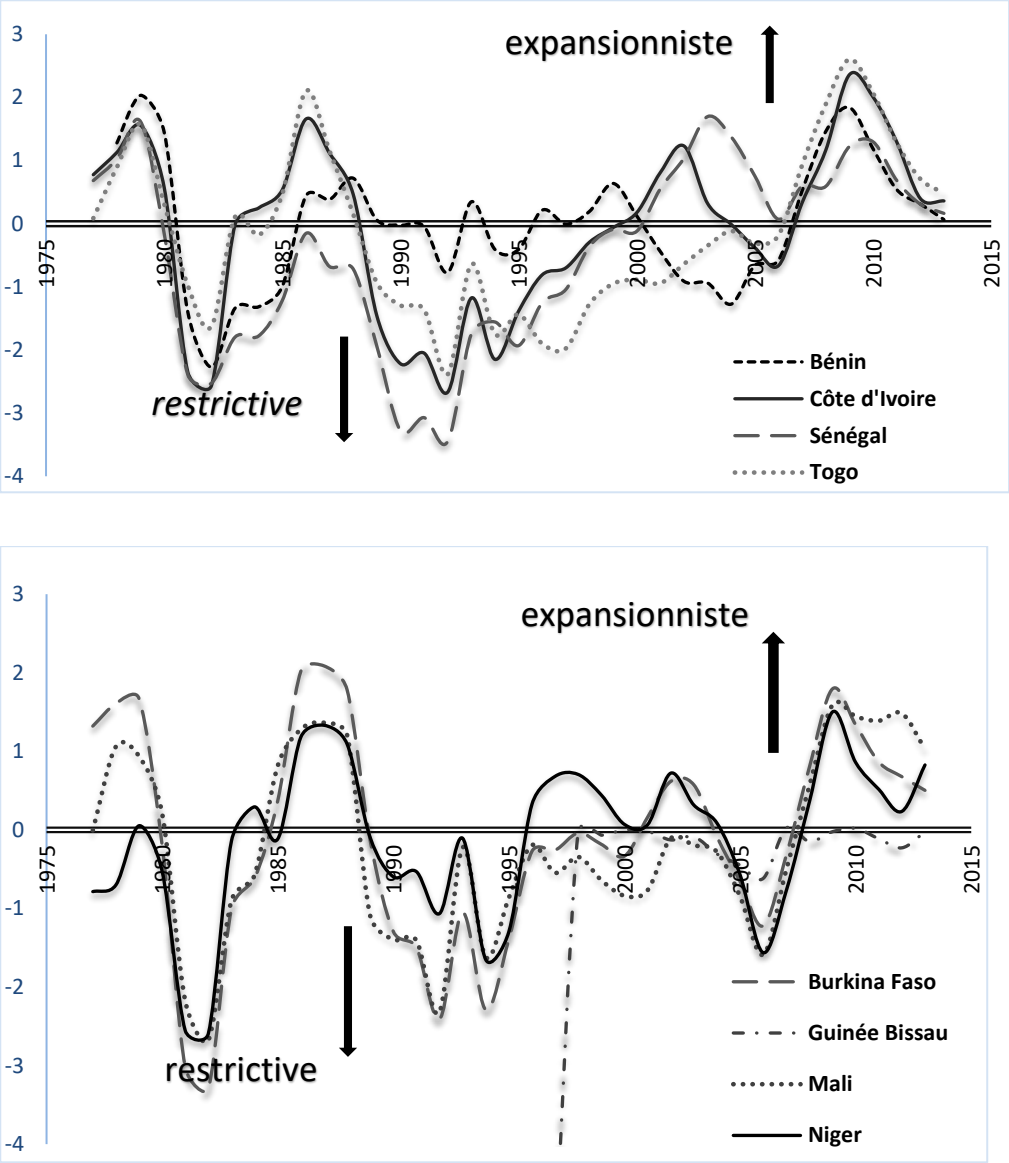


FRBCEAO : taux de Taylor de la BCEAO, FRGUI : taux de Taylor de la Guinée Bissau, FRMLI : taux de Taylor du Mali, FRNIG : taux de Taylor du Niger, FRBFA : taux de Taylor du Burkina Faso.



FRBCEAO : taux de Taylor de la BCEAO, FRBEN : taux de Taylor du Bénin, FRCIV : taux de Taylor de la Cote d'Ivoire, FRSEN : taux de Taylor du Sénégal, FRTOG : taux de Taylor du Togo

Figure 3 : Ecart du taux de court terme national à celui de la BCEAO ou « Taylor gap »<sup>11</sup>



<sup>11</sup> Une politique expansionniste (respectivement restrictive) est caractérisée par des taux observés inférieurs (respectivement supérieurs) aux taux de Taylor calculés.