



Munich Personal RePEc Archive

What Do Reaction Functions Tell Us About Central Bank's Preferences?

Fiodendji, Komlan

Département de science économique, Université de Montréal

May 2015

Online at <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/66296/>
MPRA Paper No. 66296, posted 27 Aug 2015 14:04 UTC

Que Nous Révèlent les Fonctions de Réaction à Propos des Préférences des Banques Centrales?

Komlan Fiodendji, Ph.D¹

Mai 2015

Résumé

Depuis Taylor (1993) des chercheurs ont beaucoup investi dans l'estimation des règles de politique monétaire. Taylor (1993) montre qu'une simple fonction de réaction de la Banque centrale, avec le taux d'intérêt comme instrument de politique monétaire et comme variables explicatives l'inflation et l'écart de production, décrit assez bien le taux (d'intérêt de base) de la Réserve Fédérale (américaine) entre 1987 et 1992. Les coefficients de la règle de Taylor sont souvent interprétés comme s'ils reflètent les préférences de la banque centrale. Toutefois, une telle interprétation peut conduire à une mauvaise prise de décision. Dans la présente étude, nous montrons que les coefficients de la règle de Taylor sont des termes complexes comprenant aussi bien des paramètres relatifs aux préférences que des paramètres associées à la structure de l'économie. Nous illustrons notre conclusion selon laquelle les coefficients de la règle de Taylor ne peuvent pas être interprétés comme reflétant les préférences de la banque centrale en estimant des règles de Taylor prospectives standard pour la BCEAO² et de confronter ces derniers avec nos résultats obtenus par la méthode de Favero et Rovelli (2002), afin de détecter les préférences de la banque centrale. Cette analyse nous amène à la conclusion que les coefficients de la règle de Taylor ne peuvent pas être interprétés comme des indicateurs des préférences de la banque centrale. Nos résultats révèlent que les autorités de la BCEAO possèdent des préférences pour le lissage des taux d'intérêt et la stabilisation de l'écart de production; cependant, leur cible d'inflation de 2% constitue un défi important à relever.

Mots clés: Règle de Taylor, Préférences, Fonction de réactions, Méthodes des Moments Généralisés, BCEAO.

Classification JEL: C2, E5

¹ Chargé de cours au département d'économie, Université de Montréal, Montréal, Canada ; courriel : dansegun@yahoo.com ou daniel.fiodendji@umontreal.ca

² Banque Centrale des Etats de l'Afrique de l'Ouest. Elle compte 8 pays (Bénin, Burkina Faso, Côte d'Ivoire, Guinée Bissau, Mali, Niger, Sénégal et le Togo).

Abstract

What Do Reaction Functions Tell Us About Central Bank's Preferences?

Since Taylor's (1993) paper researchers have invested a lot effort to estimation of monetary policy rules. Taylor (1993) showed that a simple reaction function of the central bank, with the interest rate as a monetary policy instrument and inflation and the output gap as explanatory variables, pretty much describes the rate (of Basic interest) of the Federal Reserve (US) between 1987 and 1992. Frequently, the Taylor rule coefficients are interpreted as if they reflect the preferences of the central bank. However, such an interpretation can lead to poor decision making. In this study, we show that the Taylor rule coefficients are complicated terms including preferences parameters as well as parameters associated with the structure of the economy. We illustrate our conclusion that the coefficients of the Taylor rule cannot be interpreted as reflecting the preferences of the central bank by estimating standard forward-looking Taylor rules for the BCEAO and to compare these with our results obtained by the method of Favero and Rovelli (2002), in order to detect the preferences of the central bank. This analysis leads us to the conclusion that the coefficients of the Taylor rule cannot be interpreted as indicators of the preferences of the central bank. Our results reveal that BCEAO authorities have preferences for smoothing interest rates and the stabilization of the output gap, however, the 2% inflation target is a major challenge.

Key Words: Taylor rule, Preferences, Reaction function, GMM approach,
BCEAO.

Classification JEL: C2, E5

1- Introduction

Depuis le papier séminal de Taylor (1993), l'analyse du comportement des banques centrales a suscité un regain d'intérêt ces dernières années. L'attention s'est portée sur deux questions différentes. La première est de savoir si la règle de Taylor décrit de façon adéquate le comportement des banques centrales. Les données empiriques suggèrent que la réalité de la politique du taux d'intérêt courant semble plus prudente que ce que suggère la règle de Taylor (par exemple, voir le Clarida et al, 1999; Sack et Wieland, 2000; Rudebusch et Svensson, 1999). La deuxième question est de savoir si les modèles économétriques peuvent approximativement reproduire l'élaboration des politiques pratiquées par les banques centrales. Un résultat connu est que les banques centrales, apparemment, ne font pas que réagir aux chocs d'inflation ou à l'écart de production (par exemple, Blinder, 1999 ; Johnson et Siklos, 1996 ; Goodhart, 1999).

Taylor (1993) montre qu'une fonction de réaction de la banque centrale, avec comme instrument de politique monétaire le taux d'intérêt de court terme; le taux d'inflation et l'écart de production comme étant les variables explicatives, décrit assez bien l'évolution du taux d'intérêt de la Réserve Fédérale (américaine) pendant la période allant de 1987 à 1992. Diverses formes du principe connu sous le nom de règle de Taylor – rétrospective, contemporaine, prospective ont été explorées pour différentes périodes. Souvent, les coefficients sont interprétés comme s'ils reflètent les préférences de la banque centrale ; toutefois cela peut induire en erreur. Selon plusieurs modèles macroéconomiques, même un modèle strict de ciblage d'inflation peut avoir une réaction forte suite au changement dans l'écart de production; ainsi donc les coefficients estimés ne représentent rien en soi. Pour comprendre le comportement des banques centrales, il est donc important de comparer leurs préférences, d'une part, par rapport à la stabilisation de l'écart de production et, d'autre part, par rapport à la déviation du taux d'inflation par rapport à sa cible.

Svensson (1997) montre que la solution d'un problème d'optimisation où la banque centrale cherche à minimiser la fonction de perte sociale sous la contrainte de la structure spécifique de l'économie, peut être écrite en termes d'une règle de Taylor. Cette déduction révèle que les coefficients sont des combinaisons assez complexes des paramètres structurels de l'économie et des paramètres spécifiques des préférences de la fonction de perte sociale. Par conséquent, les coefficients estimés de la règle de Taylor ne peuvent pas être utilisés pour identifier le ciblage d'inflation par opposition à la stabilisation de l'écart de production de la banque centrale. Une autre implication de cette déduction est que, même si les préférences de la banque restent identiques dans le temps, les coefficients estimés de la règle de

Taylor ne le sont pas puisque les structures de l'économie peuvent changer. Nous appliquons ce cadre théorique pour identifier les préférences de la BCEAO. A notre connaissance, aucune approche similaire n'a été utilisée pour estimer la fonction de réaction de la BCEAO. Du coup, le cadre peut apporter une contribution significative à la littérature sur le sujet.

Cependant, il existe plusieurs autres travaux qui ont à des liens avec le nôtre. Dennis (2001, 2006), Castelnuovo et Surico (2003), par exemple, utilisent la méthode du Maximum de Vraisemblance à Information Complète pour identifier les préférences des banques centrales. Leurs recherches diffèrent du nôtre du fait de la non-imposition d'un horizon fini. L'approche méthodologique empruntée dans cette étude est similaire à celle de Favero et Rovelli (2001) qui est utilisée par Rodriguez (2008) et Fiodendji (2013). Alors que leur objectif était d'analyser les causes sous-jacentes de la performance de l'amélioration de l'inflation aux Etats-Unis et au Canada, notre objectif est de révéler la différence entre les coefficients de la règle de Taylor et les préférences des banques centrales. De plus, les études susmentionnées portent essentiellement sur les pays industrialisés, alors que la nôtre porte sur la banque centrale des pays en développement. Même s'ils existent, la plupart des travaux sur les pays africains se limitent uniquement à l'application de la règle de Taylor (voir Ténou, 2002 ; Okot, 2008 ; Siri, 2007 et 2009 ; Nguenang et al, 2009).

La structure du papier est la suivante. La section 2 présente une brève revue de la littérature. Dans la section 3 nous présentons un modèle simple qui nous servira pour formuler une fonction de réaction de la BCEAO. Nous montrons que la fonction de réaction peut être écrite en termes d'une règle de Taylor modifiée dont les coefficients sont une combinaison des paramètres du modèle structurel et des préférences. Dans la section 4 nous estimons une règle de Taylor tournée vers le futur en utilisant l'approche de GMM tout en mettant l'accent sur des interprétations souvent erronées des coefficients estimés. La section 5 présentera une façon de détecter les vraies préférences de la BCEAO. Par conséquent, nous utilisons un système d'équations dérivé des conditions de premier ordre de notre problème d'optimisation présenté à la section 3. La dernière section présente la conclusion de l'étude.

2- Revue de la Littérature

La règle de politique monétaire fait référence à tout processus systématique de prise de décision basé sur des informations économiques et financières fiables et prévisibles (Poole, 1999). Elle est apparue dans la littérature économique avec le débat sur la façon de conduire la politique monétaire. Du moment que les banques centrales réalisent leur politique monétaire en gardant à l'esprit qu'elles peuvent influencer à court

terme la production, il y a un risque d'un surcroît d'instabilité lorsque les autorités monétaires utilisent mal leurs instruments. Il conviendrait alors de définir une stratégie qui permette d'éloigner tant que faire se peut ce risque. Ainsi, il peut être préférable de renoncer à exercer une politique monétaire discrétionnaire en adoptant une règle permanente concernant la progression de la masse monétaire ou tout autre objectif intermédiaire en rapport avec l'objectif final de stabilité des prix. Faut-il une règle ou une discrétion pour la conduite de la politique monétaire?

Le nœud de la controverse entre les partisans d'une politique discrétionnaire (action au cas par cas des autorités monétaires), et une obligation de celles-ci de suivre des stratégies préalablement définies, remonte aux années 1950 et 1960 dans le cadre du débat entre keynésiens et monétaristes quant à l'origine des fluctuations économiques. Pour Friedman et les monétaristes, l'instabilité est en partie liée et souvent aggravée par l'instabilité de l'offre de monnaie procédant d'une mauvaise politique monétaire. Ils préconisent alors des règles strictes permettant de contenir l'inflation et l'instabilité économique. Celles-ci doivent être peu nombreuses et simples, fixées par des gens qui n'auront pas à l'appliquer directement, et pour le plus longtemps possible. Cependant, malgré les efforts des monétaristes, l'argument des partisans de la politique discrétionnaire l'a habituellement emporté sur celui des monétaristes jusqu'à la deuxième moitié des années 1970 (avec l'éclatement des crises pétrolières, l'avènement du phénomène de la stagflation et la montée de la nouvelle école classique).

Les travaux de Kydland et Prescott (1977) avec le concept d'incohérence dynamique vont changer le cours du débat et retourner l'opinion scientifique en faveur d'une politique monétaire basée sur des règles préalablement définies. En appliquant ce principe à la politique monétaire, Barro et Gordon (1983) s'accordent sur le fait que les règles permettent d'obtenir une politique monétaire plus crédible. Au cas où la banque centrale choisit une politique discrétionnaire, cela conduit à l'incohérence temporelle, qui débouche sur un biais inflationniste sans effet bénéfique en termes d'activité économique. En revanche, si la banque centrale tient son engagement et maintient l'inflation au niveau annoncé, la politique monétaire assure la cohérence de l'inflation et du revenu avec leur cible sans perte d'utilité sociale. Le biais inflationniste disparaît entièrement et la politique monétaire acquiert plus crédibilité et d'efficacité.

Les règles de politique monétaire peuvent être classées en deux catégories: les règles d'instrument et les règles d'objectif ou encore les règles de ciblage. Les règles d'instruments font référence à l'identification d'une forme fonctionnelle permettant de déterminer le niveau des instruments à un moment donné. Ces règles peuvent être soit implicites, soit explicites, selon qu'elles sont définies avec ou sans les variables anticipées. La littérature distingue principalement trois règles d'instrument : la règle de Taylor (1993), la

règle de Henderson-McKibbin (1993), et la règle de McCallum (1997a et 1997b). Dans la règle de Taylor (1993) et celle de Henderson-McKibbin (1993), le taux d'intérêt à court terme est considéré comme un instrument permettant d'atteindre la cible de taux d'inflation tandis que dans la règle de McCallum, l'instrument retenu est l'agrégat monétaire de base, et la cible est le PIB nominal. En raison certainement de sa simplicité, la règle de Taylor a fait l'objet de nombreux travaux empiriques. Elle repose sur le principe que le taux d'intérêt de court terme doit être compatible avec l'objectif d'inflation de la banque centrale et l'évolution de l'output gap (écart entre la production observée et la production potentielle). Le taux d'intérêt de Taylor ainsi calculé est alors comparé au taux d'intérêt de court terme, afin d'apprécier l'adéquation de la politique monétaire aux données économiques fondamentales.

Quant aux règles d'objectif, elles reposent sur le respect d'un objectif fixé par les autorités monétaires. Ici, l'objectif peut être soit un objectif final, soit un objectif intermédiaire.

L'une des règles d'objectif qui a suscité une abondante littérature ces dernières années est la règle de ciblage du taux d'inflation. La construction des règles de politique monétaire permet de décrire l'arbitrage entre stabilité de l'inflation et promotion de l'activité, devient dès lors une question essentielle. Ainsi, depuis le début des années 1990, plusieurs banques centrales (Banque du Canada, Banque d'Angleterre, Banque de Réserve de la Nouvelle Zélande, Banque de Suède, Banque de Pologne, Banque de Finlande et Banque d'Australie) ont explicitement opté pour un objectif d'inflation (Siklos, 1999). L'inflation est exprimée en termes de hausse des prix à la consommation. La définition de la règle d'objectif d'inflation se résume aux conditions suivantes (Rudebusch et Svensson, 1998): (i) la cible de l'inflation doit être quantifiée. C'est soit un point bien déterminé (comme dans la règle de Taylor), soit un intervalle de points; (ii) les autorités monétaires doivent pouvoir estimer le niveau futur du taux d'inflation sur la base d'informations internes et conditionnelles. Ce niveau prévisionnel du taux d'inflation représente la cible intermédiaire.

La principale caractéristique d'un régime de ciblage d'inflation est le degré élevé de transparence et de responsabilité. En effet, les banques centrales ayant adopté un objectif d'inflation sont tenues de publier des relevés d'inflation et d'expliquer leur politique. Cette transparence représente en elle-même un engagement à minimiser la fonction de perte.

Au plan empirique, Taylor (1993) propose une règle monétaire simple sur la période 1987-1992, liant le taux nominal de la Réserve Fédérale (Fed) à deux cibles d'inflation et d'activité. La comparaison du taux effectivement fixé par la Fed et du taux déduit de la règle de Taylor permet de déterminer si la politique monétaire conduite est accommodante (lorsque le taux effectif est inférieur au taux théorique), ou

restrictive (dans le cas contraire). L'utilisation de la règle est simple : la banque centrale doit baisser les taux d'intérêt lorsque l'activité et l'inflation sont faibles, et les relever dans le cas contraire afin de permettre un retour à l'équilibre.

Même si la règle de Taylor décrit de manière assez fidèle le comportement du taux directeur de la Fed, celle-ci ne repose en revanche sur aucun fondement théorique et ne s'applique pas de facto à toutes les autres banques centrales. Certains chercheurs, notamment Svensson (1997,1999), vont lui conférer un statut théorique en démontrant à partir des modèles macroéconomiques bien élaborés, que la règle de Taylor peut être perçue comme un cas particulier d'une classe de règles monétaires obtenues comme contrôle optimal d'un processus de maximisation d'une fonction de perte de la Banque centrale. Ces règles sont qualifiées d'optimales et sont appelées fonctions de réaction des banques centrales.

La littérature empirique sur les fonctions de réaction en Afrique est moins abondante. On note toutefois des travaux en Ouganda. Abdalla et al. (2000) modélisent les taux d'intérêts de court terme, et ne trouvent pas une bonne adéquation avec les taux de Taylor. Okot (2008) analyse à l'aide des données trimestrielles de l'Ouganda sur la période 1988Q1-2006Q2 et conclut que la conduite de la politique monétaire par la Banque d'Ouganda suit une fonction de réaction modifiée des anticipations d'inflation de la courbe de Phillips néo-keynésienne. Il arrive à la conclusion que les taux d'intérêt de court terme de la Banque centrale d'Ouganda ne font pas une bonne adéquation avec les taux de Taylor. Les taux de Taylor calculés divergent significativement de ceux pratiqués par la Banque.

Téno (2002) applique la règle de Taylor à la Banque Centrale des Etats de l'Afrique de l'Ouest (BCEAO), c'est-à-dire il étudie le processus qui sous-tend l'évolution des taux d'intérêt de court terme dans l'UMOA. A cette fin, la règle de Taylor a été adaptée au contexte de la BCEAO et testée sur les données annuelles et trimestrielles des pays de l'Union. Les résultats obtenus à partir des données annuelles (1970 à 1999), montrent que la règle estimée décrit relativement bien le comportement des taux du marché monétaire de 1987 à 1999. La règle fait dépendre le niveau du taux d'intérêt de l'écart de production (un indicateur des tensions sur le marché des biens), du différentiel de taux du marché monétaire, de la valeur passée du taux d'intérêt et d'une constante proportionnelle à la somme du taux d'inflation objectif et du taux d'intérêt réel d'équilibre. Sur la base de données trimestrielles (1991 à 1999), les taux d'intérêt sont relativement bien expliqués de 1994 à 1999 par la fonction de réaction comprenant les variables de taux du marché monétaire et du différentiel de taux du marché monétaire, le gap de production et le différentiel d'inflation. Ce résultat laisse penser que les variables économiques fondamentales ont joué un rôle important dans la politique monétaire menée depuis la modification de la

parité du FCFA. Globalement, la BCEAO semble tenir compte des variables économiques fondamentales - inflation et écart de production - dans la fixation de ses taux d'intérêt.

Nguenang et al. (2009) modélisent la fixation des taux d'intérêt au niveau de la Banque Centrale des Etats de l'Afrique Centrale (BEAC). Ils estiment une fonction de réaction augmentée des anticipations rationnelles, du taux de croissance de la masse monétaire, et du différentiel d'inflation avec la France à partir des données trimestrielles de 1986 à 2006. Selon leurs résultats la formulation de la politique monétaire dans de la BEAC dépend fortement du taux d'intérêt passé. La règle décrit assez bien le processus de fixation des taux d'intérêt par la BEAC qui semble accorder plus de poids à la stabilisation des prix qu'au soutien à l'activité. Au vu de l'ambiguïté qui pèse sur la stationnarité de l'output gap selon son mode de calcul, mais aussi pour une analyse de robustesse des conclusions comme le préconise Mésonnier et Renne (2004), les auteurs estiment dans un deuxième temps, une règle simple par les modèles vectoriels à correction d'erreur de Johansen (1991). Contrairement à l'approche GMM (où les résultats sont meilleurs avec un output gap calculé à partir du filtre Hodrick-Prescott), les conclusions sont bonnes lorsque le gap d'output est calculé à partir d'un trend quadratique. Les résultats sur la période de 1986 à 2006, puis de 1994 à 2006 vont dans le même sens que ceux obtenus par la méthode GMM. Cependant l'adéquation à la règle n'est de bonne qualité que sur la période de l'après-dévaluation, confirmant implicitement la nécessité de prendre en compte des variables supplémentaires de prise de décision des autorités monétaires.

Siri (2007, 2009) étudie la règle de politique monétaire optimale pour la future banque centrale des pays de la CEDEAO. Il trouve que les écarts entre les taux d'intérêts pratiqués par les banques centrales et les taux prédits par la règle de Taylor ont été trouvés très importants. Ceci pourrait expliquer la forte volatilité des variables cibles de la politique monétaire. Il constate que les taux d'intérêts de court terme des différentes banques centrales ne correspondent pas aux taux de Taylor. Ce résultat n'est pas surprenant dans la mesure où la fonction de réaction de Taylor ne permet pas d'identifier les préférences des autorités monétaires. La grande différence entre notre étude et celle de Siri (2007, 2009) réside dans l'approche méthodologique. Notre approche, qui est développée dans la section suivante, permet d'isoler les paramètres structurels des préférences des banques centrales.

A travers cette revue de littérature non exhaustive, il ressort clairement que l'adaptation stricte de la règle de Taylor dans les autres pays reste moins pertinente et cela peut conduire à des prises de décisions erronées par les autorités monétaires.

3-Les Préférences de la Banque Centrale et la Règle de Taylor

Nous considérons la version la plus simple du problème de ciblage d'inflation comme décrit par Svensson (1997). Nous supposons que les préférences des autorités monétaires de la BCEAO peuvent être décrites par la fonction de perte intertemporelle suivante:

$$E_t \left[\sum_{s=0}^{\infty} \delta^s L_{t+s}(\pi_t, x_t, i_t - i_{t-1}) \right], \quad (1)$$

où E_t définit les attentes formées par rapport aux informations disponibles au temps t , et le facteur d'escompte intertemporel doit satisfaire la condition $0 < \delta < 1$. La fonction de perte d'une période est donnée par

$$L_t(\pi_t, x_t, i_t - i_{t-1}) = \frac{1}{2} \left[(\pi_t - \pi^*)^2 + \lambda x^2 + \mu (i_t - i_{t-1})^2 \right], \quad (2)$$

où π_t est le taux d'inflation, x_t est l'écart de production, i_t (le taux d'intérêt de court terme) est l'instrument de politique monétaire, π^* est le niveau de la cible d'inflation, λ est le poids associé à la stabilisation de la production, et μ est le poids associé au lissage du taux d'intérêt. L'objectif de la banque centrale peut être décrit comme la poursuite de la minimisation de la fluctuation de l'inflation autour de sa valeur cible π^* , de la réduction des fluctuations des écarts de production et du lissage des taux d'intérêt à long terme. L'équation (2) peut être observée comme une caractérisation générale des objectifs de politique, où des cas particuliers tels que le ciblage strict ($\lambda = 0, \mu = 0$), ou le ciblage flexible d'inflation ($\lambda \neq 0, \mu = 0$) peuvent être considérés. La banque centrale affecte des poids différents sur ces différents objectifs. Par souci de simplicité, nous supposons que le poids accordé par les autorités monétaires à l'écart d'inflation et sa cible est normalisé à l'unité. Le paramètre de lissage des taux d'intérêt tient compte du fait que les banques centrales ne changent leurs taux d'intérêt que progressivement et de façon infinitésimale. Ce phénomène est supposé caractériser plusieurs décideurs politiques qui font face en réalité à des situations qui ne sont pas captées dans notre modèle spécifique de l'économie : l'incertitude du paramètre (Brainard, 1967) et l'incertitude concernant le mécanisme de transmission de la politique monétaire (Goodhart, 1996) conduisent à des changements prudents des taux d'intérêt. De plus, de grands changements des taux d'intérêt pourraient provoquer des mouvements sur les marchés financiers (Goodfriend, 1991).

Afin de minimiser sa fonction de perte, la banque centrale doit prendre en compte les différentes contraintes qu'imposent les structures de l'économie. En suivant les hypothèses standard de la

littérature, voir parmi d'autres Favero et Rovelli (2002) et Rodriguez (2008), nous considérons un modèle simple de l'économie qui est défini par la demande agrégée et l'offre agrégée.³

$$x_t = E_t(x_{t+1}) - c[i_t - E_t(\pi_{t+1})] + u_t^d \quad (3)$$

$$\pi_t = E_t(\pi_{t+1}) + \alpha x_{t-1} + u_t^s \quad (4)$$

où u_t^d et u_t^s représentent respectivement les chocs de demande (agrégée) et d'offre (agrégée). Les coefficients c et α sont positifs. Nous faisons aussi l'hypothèse simple que les attentes sont formées suivant les équations suivantes:

$$E_t(x_{t+1}) = dx_{t-1} \text{ et } E_t(\pi_{t+1}) = \pi^* + b(\pi_{t-1} - \pi^*)$$

où les paramètres b et d sont des valeurs comprises entre 0 et 1. L'équation de la demande agrégée (équation 3) explicitement modélise le mécanisme de la transmission monétaire en relatant l'écart de production à ses valeurs passées et, plus important, au taux d'intérêt réel passé (voir Rudebusch et Svensson, 1999 et 2001). L'équation (4) capte la dynamique de l'inflation en mettant en relation l'inflation et ses valeurs retardées et des écarts de production actuelle et retardée. Les équations (3) et (4) montrent le mécanisme de transmission de la politique monétaire dans notre modèle. En effet, la banque centrale fixe son taux d'intérêt de court terme qui a un impact instantané sur l'écart de production de la demande agrégée alors que l'inflation réagit à la variation à ce taux d'intérêt avec un retard d'une période. Cependant, une lacune possible des équations (3) et (4) est leur pertinence dans le contexte d'économie ouverte, où le commerce international a une part importante dans les activités économiques. Ainsi, donc le taux de change doit être considéré comme un autre canal dans la politique monétaire. Etant donné l'importance du rôle du taux de change dans la transmission des chocs dans les économies ouvertes, une des questions clé dans la conception de la politique monétaire serait de permettre à la banque centrale de porter son attention sur les variations du taux de change quand elle considère les taux d'intérêt comme instrument de politique monétaire. Certains auteurs ont pris en compte le taux de change dans l'estimation de la règle de Taylor et la plupart n'ont pas trouvé un grand changement dans les résultats (voir Ball, 1999; Svensson, 2000; Taylor, 2001; etc.). Par contre Clarida et al. (1998)

³ Les équations (3) et (4) peuvent être considérées comme les solutions du problème d'optimisation intertemporel par des agents du secteur privé.

trouvent qu'il est important de prendre en compte cette variable dans l'estimation de la règle de Taylor. Dans notre analyse empirique, nous tiendrons compte de cette variable.

En résumé, ce modèle propose un programme standard d'optimisation intertemporelle basé sur une fonction objectif (les équations (1) et (2)) et les contraintes d'une banque centrale (les équations (3) et (4)) en tenant compte de l'environnement dans lequel elle opère. La méthodologie consiste à se placer dans un cadre macroéconomique représentatif de la nouvelle école keynésienne où le produit macroéconomique est appréhendé par l'output gap x , c'est à dire la différence entre le PIB réalisé et le PIB potentiel traduisant le niveau du produit de long terme ou de plein emploi et sans effet inflationniste. A titre d'exemple, nous analysons le cas de $\mu = 0$. En annexe, il est prouvé que la solution du problème d'optimisation est une fonction de réaction de la banque centrale qui peut être écrite comme:

$$i_t = E_t(\pi_{t+1}) + \beta_1 [E_t(\pi_{t+1}) - \pi^*] + \beta_2 x_{t-1} \quad (5)$$

avec $\beta_1 = \frac{\delta acb}{\lambda c^2 + \delta a^2 c^2}$ $\beta_2 = \frac{\lambda cd + \delta a^2 c(b+d)}{\lambda c^2 + \delta a^2 c^2}$, ce qui est très similaire à la règle de Taylor originale:

$$i_t = r^* + \pi_t + \beta_1 (\pi_t - \pi^*) + \beta_2 x_t \quad (6)$$

Le plus grand avantage des règles de Taylor est leur forme simple et leur transparence qui a été un problème important dans la conduite de la politique monétaire car ces règles fournissent des implications claires pour la fixation des taux d'intérêt de court terme. Toutefois, les implications des coefficients de la règle de Taylor ont souvent été mal interprétées. Notamment, ces coefficients sont interprétés comme s'ils décrivent les préférences des banques centrales. Par exemple, on affirme souvent qu'un coefficient élevé par rapport à l'écart de production indique une forte préférence de la banque centrale à la politique de stabilisation de la production. Cependant, on montre simplement une relation de long terme entre le taux d'intérêt et l'écart de production. Au contraire, les coefficients de la règle de Taylor sont, même dans ce cas simple ($\mu = 0$), une combinaison des paramètres structurels de l'économie (a, b, c, d) et des paramètres représentant les préférences de la banque centrale (δ, λ, π^*) ce qui est évident d'après l'équation (5). Il faut noter que, même si nous avons simplifié la fonction objectif en supposant ($\lambda = 0$), le coefficient associé à l'écart de production restera toujours un terme complexe. De plus, l'équation (5) représentant la règle du taux d'intérêt pose un sérieux problème en termes d'estimation économétrique, celui de l'identification des paramètres de la structure de l'économie.

4- Règle de Taylor pour la BCEAO: Estimation et Interprétation

Dans cette section, nous estimons la règle de Taylor pour la BCEAO sur différentes périodes. L'analyse par sous-périodes nous permet de découvrir l'évolution temporelle des différents paramètres associés aux préférences de la banque centrale. L'objectif est de montrer comment les règles de Taylor sont souvent mal interprétées et comment leur interprétation exacte doit être. Dans un premier temps, nous décrivons les données et la procédure des méthodes GMM utilisée pour estimer la règle. Ensuite les résultats des estimations seront présentés de même que leurs caractéristiques les plus restrictives.

4-1- La Procédure d'Estimation

Dans le but de décrire les décisions du taux d'intérêt prises par la BCEAO, nous appliquons une règle de Taylor prospective selon laquelle le taux d'intérêt de court terme dépend du taux d'inflation espéré, de l'output gap espéré et des valeurs retardées du taux d'intérêt comme variables explicatives. Par conséquent, en suivant l'approche suggérée par Clarida et al. (1998), la fonction de réaction de la banque centrale peut être écrite comme:

$$i_t = \rho \times i_{t-1} + (1 - \rho) \left[\bar{r} + \pi_t - (1 - \beta_1)(E_t(\pi_{t+n} | \Omega_t) - \pi^*) + \beta_2 E_t(x_t | \Omega_t) \right] \quad (7)$$

où \bar{r} est le taux d'intérêt réel d'équilibre, π_{t+n} est le taux d'inflation entre la période t et $t+n$. De plus, nous supposons que la Banque Centrale forme une anticipation conditionnelle à partir d'un ensemble d'informations Ω_t , notée E_t . Remarquons que la spécification prospective comporte deux parties. D'abord, les termes entre crochets peuvent être caractérisés comme une expression décrivant la cible du taux d'intérêt de la Banque Centrale. Les paramètres β_1 et β_2 reflètent l'ajustement de la réaction de la banque centrale aux déviations de l'inflation de sa cible et de l'écart de la production. Cette expression est semblable à la règle originale de Taylor. Toutefois, contrairement à la formulation originale de Taylor, elle explique le comportement du taux d'intérêt optimal fixé par la banque centrale par le biais des variables prospectives. La seconde partie de l'équation insiste sur le fait que les banques centrales semblent ajuster leurs taux d'intérêt à court terme que progressivement dans le temps. Ainsi, nous ajoutons une valeur retardée du taux d'intérêt à court terme pondérée par un paramètre ρ qui affecte le comportement de la fixation des taux d'intérêt de la banque centrale correspondante.

Un des principaux problèmes qui se posent dans l'estimation des coefficients d'une telle équation est que l'on a à faire avec des anticipations comme variables explicatives. Pour cette question, il est de coutume d'utiliser la méthode GMM qui consiste essentiellement à une estimation avec des variables instrumentales. Pour ce faire, nous devons substituer les valeurs espérées de l'équation afin d'obtenir une expression permettant l'utilisation de l'approche GMM. Pour atteindre cet objectif, nous définissons d'abord le coefficient $\beta_0 = \overline{rr} - \beta_1 \pi^*$ et réécrivons l'équation comme suit:

$$i_t = \rho \times i_{t-1} + (1 - \rho) [\beta_0 + \beta_1 E_t(\pi_{t+n} | \Omega_t) + \beta_2 E_t(x_t | \Omega_t)] + \varepsilon_t \quad (8)$$

Finalement, nous pouvons éliminer les termes de l'inflation espérée et l'écart de production espéré à partir de l'expression de la réécriture de la règle de Taylor en fonction de variables réalisées comme suit:

$$i_t = \rho \times i_{t-1} + (1 - \rho) [\beta_0 + \beta_1 E_t \pi_{t+n} + \beta_2 x_t] + \mu_t \quad (9)$$

où le terme d'erreur $\mu_t \equiv -(1 - \rho) \beta_1 [\pi_{t+n} - E_t(\pi_{t+n}) | \Omega] - (1 - \rho) \beta_2 [x_t - E_t(x_t) | \Omega] + \varepsilon_t$ est une combinaison des erreurs de prévision et des perturbations exogènes ε_t . Pour utiliser l'approche GMM nous avons besoin de définir un vecteur des variables instrumentales $u(t)$ qui est susceptible de refléter l'ensemble des informations dont dispose la banque centrale au cours de la période au cours de laquelle le taux d'intérêt est déterminé. De plus, les variables doivent être orthogonales au terme d'erreur μ_t , ainsi que les espérances de la banque centrale peuvent être considérées comme rationnelles. Pour cet ensemble de variables instrumentales dans $u(t)$ nous pouvons fixer la condition des moments $E_t(\mu_t u_t) = 0$, ce qui doit être respecté pour toutes les variables instrumentales et peut être écrite de façon détaillée comme suit:

$$E[(i_t - \rho \times i_{t-1} - (1 - \rho) \beta_0 - (1 - \rho) \beta_1 \pi_{t+n} - (1 - \rho) \beta_2 x_t) u_t] = 0 \quad (10)$$

Afin d'obtenir une estimation de la cible d'inflation nous utilisons la relation suivante entre la cible d'inflation et le taux d'intérêt réel d'équilibre défini par les paramètres β_0 et β_1 :

$$\pi^* = \frac{\overline{rr} - \beta_0}{\beta_1 - 1} \quad (11)$$

Nous obtenons une valeur pour le taux d'intérêt réel d'équilibre en calculant d'abord les taux d'intérêt réel ex ante avec l'équation de Fisher, $rr_t = i_t - E_t(\pi_{t+n})$ et puis en utilisant la moyenne de l'échantillon

de rr_t pour fournir une estimation de \overline{rr} .⁴ Avec les paramètres de la règle de Taylor prospective β_0 , β_1 et \overline{rr} il est alors possible de dériver un estimé de la cible d'inflation π^* . Pour la mise en application de notre approche, nous suivons littéralement la méthode de Clarida et al. (1998), en prenant comme instruments une constante, les 6 premiers retards du taux d'inflation, de l'écart de production, du taux d'intérêt à court terme, le taux de change nominal et le taux de croissance annualisé de l'indice mensuel des prix des produits de base. Dans une telle investigation, nous utilisons le taux de prise en pension pour des prêts d'un jour. L'inflation annuelle est mesurée par $\pi_t = 100 \times (p_t - p_{t-4})$ où p_t dénote le logarithme de l'indice des prix harmonisés et le PIB réel pour mesurer l'output. Afin de déterminer l'écart de production, nous utilisons trois différentes mesures de production potentielle. Ces mesures sont basées sur le filtre de Hodrick-Prescott (1987), une tendance linéaire et une tendance quadratique. L'écart de production est construit comme la différence entre la production potentielle et la production courante.

Il est à remarquer que dans notre spécification le nombre de variables instrumentales ou les restrictions dépassent le nombre de coefficients à estimer. Dans cette situation nous avons besoin d'avoir une matrice de pondération qui est choisi afin de permettre aux estimations de GMM d'être robustes contre toute forme d'hétéroscédasticité et de corrélation sérielle dans le terme d'erreurs.⁵ Néanmoins, nous sommes peut-être confrontés au problème que certaines variables instrumentales ne sont pas nécessaires et biaisent les résultats de nos estimations. Pour tester cela, nous effectuons un test standard, le *J*-test, pour la validité des restrictions de suridentification.⁶

4-2-Interprétation des Résultats

Nous présentons les résultats de la règle monétaire pour la BCEAO pour la période 1970Q1-2012Q4 et les deux périodes différentes dénotées régime 1 (1970Q1-1989Q3) et régime 2 (1990Q1-2012Q4). Le choix de 1989 comme point de rupture correspond à la date de la mise en vigueur de la politique de la libéralisation financière adoptée au sein des pays membres de la BCEAO. Il est donc intéressant d'observer comment la banque centrale se comporte avant et après la mise en vigueur de cette libéralisation. Les estimations sont faites avec le logiciel Eviews, avec l'option Heteroskedasticity and

⁴ Afin d'obtenir les valeurs des taux d'inflation espérés, nous utilisons le fait que dans le cas des anticipations rationnelles, qui est supposé pour l'usage de GMM pour l'estimation de la règle de Taylor prospective, aucune erreur systématique n'existe et par conséquent $E_t(\pi_{t+n}) = \pi_{t+n}$ se réalise.

⁵ Dans nos estimations nous appliquons 6 retards Bartlett window afin de résoudre le problème d'autocorrélation.

⁶ Voir Hansen (1982).

Autocorrelation Consistent (HAC) (robuste à l'hétéroscédasticité et à l'autocorrelation). Le nombre de retards retenu est 6. A la lumière des récents travaux dans la littérature (voir Fiodendji, 2013; Rodriguez, 2008; De Lucia et Lucas, 2007 et Favero et Rovelli, 2002), nous limitons les instruments aux seules variables retardées de l'équation 8, les retards pouvant aller jusqu'à l'ordre 6.

Le Tableau 1 résume les résultats des estimations pour les différentes périodes et le test de Wald, test pour vérifier la conformité des poids associés à l'inflation et à l'écart de production de Taylor (1993). En considérant l'ensemble de l'échantillon (voir colonne 3 du Tableau 1), on note que tous les paramètres estimés sont statistiquement significatifs au seuil de 1%. On note que les contraintes suridentifiantes sont satisfaites dans ce modèle: la p-valeur associée à la statistique J est en effet nettement supérieur à 5%, ce qui donne plus d'évidence à l'hypothèse nulle d'acceptation des restrictions suridentifiantes par rapport à l'alternative. On note également que le coefficient de lissage du taux d'intérêt ρ dans ce modèle est statistiquement significatif et très proche de l'unité (sa valeur est de 0.970). Ce qui dénote une forte tendance des autorités monétaires à fixer le taux d'intérêt présent à partir de celui du trimestre passé. Cette inertie relative de la politique monétaire dans le cas de la BCEAO semble d'autant plus justifiée dans la mesure où le taux d'intérêt ne varie pas systématiquement d'un trimestre à l'autre. C'est aussi dû à la tradition de la BCEAO à fixer les taux d'intérêt sans trop laisser agir librement les relations entre l'offre et la demande sur le marché monétaire. D'autre part, le poids accordé à l'activité économique est très faible par rapport à celui accordé à l'inflation (0,072). De ce point de vue, l'objectif d'inflation serait la principale variable d'ajustement du taux directeur, lorsqu'on considère l'ensemble de l'échantillon. Par ailleurs, la p-valeur associée au test joint de Wald est nul (voir le Tableau 1), ce qui conduit à rejeter au seuil 5%, la conformité de ces poids à ceux de Taylor.

Lorsqu'on subdivise l'échantillon en deux sous-échantillons 1970Q1-1989Q3 (régime 1) et 1990Q1-2012Q4 (régime 2), nos résultats montrent que le paramètre de sensibilité à l'output gap demeure relativement faible dans les deux régimes et statistiquement significatif au seuil de 1% dans le régime 2 mais seulement au seuil de 10% dans le régime 1. Par contre, le paramètre de sensibilité à l'inflation demeure plus élevé dans le régime 2 mais plutôt faible dans le régime 1. De plus, l'hypothèse d'acceptation des restrictions suridentifiantes ne peut être rejetée, car la p-valeur associée à la J-statistique est de 0.699 dans le régime 1 et 0.861 dans le régime 2, ce qui est supérieur au seuil 5%. Il ressort de cette analyse que le paramètre lié à l'inflation reste le coefficient de sensibilité le plus élevé, ce qui conforte l'idée que les autorités monétaires ont tendance à réagir plus rapidement à l'écart d'inflation, qu'à toute autre déviation.

Tableau 1: Estimation de la règle de Taylor pour la BCEAO sur la période 1970Q1-2012Q4.

	Paramètres	Coefficients estimés		
		1970Q1-2012Q4	1970Q1-1989Q3	1990Q1-2012Q4
Taux d'int. retardé	ρ	0.970 ^a (0.013)	0.922 ^a (0.007)	0.975 ^a (0.010)
Constante	β_0	- 0.072 (0.083)	0.078 (0.069)	- 0.116 ^c (0.061)
Taux d'inflation	β_1	2.653 ^a (0.484)	2.289 ^a (0.804)	2.972 ^a (0.422)
Ecart de production	β_2	0.072 ^a (0.014)	0.010 ^c (0.006)	0.024 ^a (0.007)
Taux d'intérêt réel	rr	7.247	7.743	6.692
Taux d'inflation cible	π	4.428	5.946	3.452
R2		0.967	0.982	0.974
J-Stat		9.163	7.527	6.352
p-value		0.775	0.699	0.861
<i>Wald – test ($H_0 : \beta_1 = 1.5; \beta_2 = 0.5$)</i>				
	F-stat	3215.524	7274.178	20078.13
	p-value	0.000	0,000	0,000

Notes: (a) significatif au seuil de 1% et (c) significatif de 10%.

L'utilisation de la règle de Taylor traditionnelle ou augmentée pour tirer des conclusions sur le comportement de la Banque centrale n'est pas sans critique (voir notamment Fiodendji, 2013; Rodriguez, 2008; Favero et Rovelli, 2002 ; Svensson, 1997). C'est pourquoi, le principal point que nous voulons souligner dans ce papier est que les coefficients estimés des règles de Taylor ont souvent été mal interprétés. Plusieurs chercheurs ont déduit les préférences de la banque centrale des coefficients de la règle de Taylor: par exemple, Clarida, Gali et Gertler (1998, p 16) ont estimé les coefficients d'inflation à 2.04 et l'écart de production 0.08 pour la Banque du Japon et 1.31 et 0.25 pour la

Bundesbank ; ce qui les poussent à conclure que «... la Banque du Japon semble avoir mis un peu plus de poids sur la maîtrise de l'inflation par rapport à la stabilisation de la production que ne l'ait fait la Bundesbank. » Comme autre exemple, Kamgna et al. (2009) trouvent le coefficient de l'inflation 0.45 et celui de l'écart de production 0.07 pour la BEAC, ce qui suppose que la BEAC accorde moins de poids à la stabilisation de la production. En considérant notre étude nos estimations des coefficients de l'écart de production pour la BCEAO dans les périodes d'échantillonnage à partir de 1970Q1 à 1989Q3 et à partir de 1990Q1 à 2012Q4, sont respectivement données par 0,010 et 0.024. Nombreux sont ceux qui en concluent que le coefficient plus élevé pour la BCEAO implique que la BCEAO met plus de poids sur la stabilisation de la production dans le régime 2 que le régime 1. Toutefois, cette conclusion est erronée. Le fait que la BCEAO répond à l'écart de production par l'évolution des taux d'intérêt ne signifie pas nécessairement que la stabilisation de la production est un objectif en soi. Au contraire, le coefficient plus grand de l'écart de production peut indiquer que l'écart de production est considéré comme un indicateur fort pour l'inflation future de la BCEAO. Cette conclusion rejoint celle de Evlo (2008) qui démontre que la BCEAO semble sacrifier la stabilisation de l'output pour garder ses taux d'inflation à des niveaux bas. Mais elle le fait mal car la variabilité relative du taux d'inflation est plus forte dans les pays de l'UEMOA que dans des pays africains comme le Ghana, le Nigéria, le Botswana et le Kenya (Evlo, 2008). Par conséquent, il essaie de combler l'écart afin de stabiliser l'inflation future. Dans la section suivante, il reste à montrer comment on peut déterminer les "vraies" préférences de la banque centrale.

5- Une Approche pour Détecter les Préférences de la BCEAO

Dans cette section nous dérivons les préférences de la BCEAO sur la base du modèle discuté dans la section 3 avec des GMM à équations multiples. D'abord, l'approche d'estimation est présentée et les données sont décrites brièvement. Ensuite, les résultats des estimations sont présentés et analysés.

5-1- Stratégie d'estimation

Pour identifier les paramètres de préférences de la BCEAO π^* , μ et λ nous adoptons l'approche suggérée par Favero et Rovelli (2002) reprise par Rodriguez (2008) et Fiodendji (2013). Cette approche est basée sur un modèle à trois équations. Ce système est obtenu sur la base de la minimisation de la fonction de perte équation (2) sous l'hypothèse d'un horizon fini et sous contrainte des spécifications

générales avec des retards de la demande et offre agrégées des équations (3) et (4). Le système général peut être spécifié comme suit:

$$x_{t+j} = C_1(L)x_{t+j-1} - C_2(L)(i_{t+j-1} - \pi_{t+j-1}) + u_{t+j}^d \quad (12)$$

$$\pi_{t+j} = C_3(L)\pi_{t+j-1} + C_4(L)x_{t+j-1} + C_5(L)w_{t+j} + u_{t+j}^s \quad (13)$$

$$f(i_{t+j+s}, \pi_{t+s+j}, x_{t+s+j}) = \sum_{s=0}^{\tau} \delta^s E_t(\pi_{t+s+j} - \pi^*) \frac{\partial \pi_{t+s+j}}{\partial i_{t+j}} + \sum \delta^s \lambda E_t(x_{t+s+j}) \frac{\partial x_{t+s+j}}{\partial i_{t+j}} + \mu(i_{t+j} - i_{t+j-1}) - \mu \delta E_t(i_{t+j-1} - i_{t+j}) + u_{t+j}^m \quad (14)$$

où w_t est une variable explicative additionnelle qui est expliquée dans la partie empirique. L'équation (14) est l'équation d'Euler dérivée du problème d'optimisation de la banque centrale sous contrainte de l'offre et demande agrégées.

Le système (12)-(14) doit être réduit avant d'être estimé. Tout d'abord, on note que le système est estimé par sous-échantillons. Par conséquent, le nombre d'observations dans chaque sous-échantillon implique une contrainte au nombre des paramètres qui devraient être inclus dans le système. Des estimations préliminaires suggèrent que l'estimation du modèle par Favero et Rovelli (2002) est adéquate. Ainsi, nous empruntons leur approche. Alors, le système à estimer, écrit pour $j = 1$, est le suivant:

$$x_{t+1} = c_1 + c_2 x_t + c_3 x_{t-1} + c_4 (i_{t-1} - \pi_{t-1}) + c_5 (i_{t-2} - \pi_{t-2}) + u_{t+1}^d \quad (15)$$

$$\pi_{t+1} = c_6 \pi_t + c_7 \pi_{t-1} + c_8 x_t + c_9 \Delta w_t + u_{t+1}^s \quad (16)$$

$$0 = \mu E_t(i_{t+1} - i_t) - \mu \delta E_t(i_{t+2} - i_{t+1}) + \delta^3 E_t \{ c_8 c_4 (\pi_{t+4} - \pi^*) + \delta [c_6 c_8 c_4 + c_8 (c_5 + c_2 c_4)] (\pi_{t+5} - \pi^*) \} + \lambda \delta^2 \{ c_4 x_{t+3} + \delta (c_5 + c_2 c_4) x_{t+4} + \delta^2 [c_2 (c_5 + c_2 c_4) + c_3 c_4] x_{t+5} \} \quad (17)$$

Le système (15)-(17) constitue notre modèle à estimer par la méthode de GMM et qui nous permet de dériver les paramètres politiques des préférences de la banque centrale. Une autre approche serait d'estimer équation par équation. Cependant, Hayashi (2000) a montré que les résultats des estimations

diffèrent dans la plupart des cas et que l'estimation conjointe du système est asymptotiquement plus efficace.

Etant donné que nous travaillons sur des pays en développement où le comportement de consommation n'est pas semblable à celui des pays développés, on ne pourra pas prendre $\delta = 0.975$ (le taux de préférence pour le présent) comme l'ont fait Favero et Rovelli (2002) dans le cas des pays développés. La question serait de savoir quel taux de préférence pour le présent à considérer dans les pays de la BCEAO. L'estimation du modèle empirique nous permettra d'identifier le taux de préférence pour le présent que nous allons considérer. Contrairement aux travaux de Favero et Rovelli (2002), nous n'imposons pas la restriction $c_6 + c_7 = 1$.

5-2- La détection des paramètres politiques des préférences de la BCEAO

Nous estimons notre modèle spécifié pour la BCEAO pour deux périodes d'échantillons. L'année 1989 reste une année importante dans la conduite de la politique monétaire de la BCEAO. En effet, elle correspond à libéralisation financière. L'analyse empirique résumée nous révèle que le taux de préférence pour le présent compris entre 0.800 et 0.975 donne des résultats similaires, même si les coefficients estimés diffèrent un peu, la tendance, le signe et le degré de significativité restent identiques.

Tableau 2: Paramètres structurels et de préférences de la BCEAO sur la période 1970Q1-2012Q4.

	1970Q1-2012Q4	1970Q1-1989Q3	1990Q1-2012Q4
	Coefficient	Coefficient	Coefficient
c13	0.116 ^a (0.034)	0.050 ^a (0.017)	0.335 ^a (0.022)
c1	1.363 ^a (0.023)	1.362 ^a (0.020)	1.447 ^a (0.010)
c2	-0.508 ^a (0.021)	-0.533 ^a (0.022)	-0.710 ^a (0.011)
c3	0.002 ^b (0.001)	0.003 ^a (0.000)	0.005 ^a (0.001)
c4	-0.032 ^a (0.002)	0.003 ^a (0.001)	-0.012 ^a (0.000)
c5	0.557 ^a (0.023)	0.627 ^a (0.030)	0.441 ^a (0.010)
c6	0.299 ^a (0.018)	0.247 ^a (0.021)	0.112 ^a (0.001)
c7	-0.092 ^a (0.008)	0.002 ^a (0.000)	-0.002 ^a (0.000)
c8	-0.347 ^a (0.032)	-0.247 ^a (0.019)	-1.074 ^a (0.015)
c9	-0.066 ^a (0.009)	-0.043 ^a (0.005)	0.006 ^a (0.001)
μ	-0.087 ^a (0.032)	-0.005 ^a (0.001)	-0.006 ^a (0.001)
π^*	5.643 ^a (0.384)	7.464 ^a (0.244)	3.810 ^a (0.139)
λ	-0.047 ^a (0.069)	-0.102 ^a (0.015)	0.259 ^a (0.009)
$\sigma(x)$	1.901	1.165	1.092
$\sigma(\pi)$	7.508	5.612	4.150
$\sigma(m)$	0.621	0.030	0.004
J-Statistic	19.785	12.711	11.687
p-valeur	0.133	0.159	0.162

Notes: (a) significatif au seuil de 1% (b) significatif au seuil de 5% et (c) significatif de 10%.

Le Tableau 2 présente les résultats des estimations des paramètres structurels et de préférences de la BCEAO. Ces résultats montrent une importante sensibilité du coefficient de lissage du taux d'intérêt μ et le poids assigné à l'écart de production λ selon les régimes. Toutes les estimations indiquent que les conditions économiques liées à l'offre agrégée ont été favorables en comparaison à celles liées à la demande agrégée. De plus, on note qu'après la réforme de 1989, caractérisée par la libéralisation financière, la politique monétaire a fait une avancée considérable. Ceci est observé dans la valeur du

taux d'inflation cible π^* qui est passée de 7.464% dans le régime 1 à 3.810% dans le dernier régime. L'écart-type de la règle monétaire suggère que la politique monétaire a été conduite de façon efficace dans le dernier régime. Les valeurs des coefficients μ et λ semblent suggérer que la réduction de lissage des taux d'intérêt est attribuée par la Banque centrale et le poids léger de l'écart de production est également attribué. Une conclusion frappante de ces estimations est le fait que les préférences des autorités monétaires ont radicalement changé au cours des différents régimes. Il est clairement reflété dans les estimations du π^* . L'évidence empirique suggère, sans aucun doute, le fait que la politique monétaire a été menée de manière efficace dans le dernier régime. Un élément important de notre analyse est que les paramètres de préférences sur le lissage des taux d'intérêt et sur l'écart de production sont assez faibles mais statistiquement significatifs pour l'ensemble des échantillons considérés. Contrairement à d'autres auteurs, le paramètre de préférences pour la cible d'inflation est estimé et reste statistiquement significatif.

En somme, les résultats sous-tendent notre argument selon lequel il n'est pas évident de déduire les préférences de la BCEAO des coefficients de la règle de Taylor. Les paramètres significatifs de μ , λ et π^* confirment l'hypothèse que les autorités de la BCEAO possèdent des préférences pour le lissage des taux d'intérêt et la stabilisation de l'écart de production. De plus, leur cible d'inflation de 2% constitue un défi important à relever.

Conclusion

Dans ce papier, nous avons dérivé théoriquement une fonction de réaction de la banque centrale du problème d'optimisation inter-temporelle, où la banque centrale minimise une fonction de perte sociale sous la contrainte de la structure de l'économie représentée par la demande globale et la courbe d'offre agrégée. Nous avons montré que cette fonction de réaction peut être écrite sous la forme d'une règle de Taylor. Cette approche nous a permis d'extraire des coefficients de Taylor les paramètres structurels et de préférences, mettant ainsi l'accent sur l'objectif principal de ce travail: les coefficients de règle de Taylor en soi ne peuvent pas être interprétés comme les préférences de la banque centrale comme cela a souvent été le cas. Les estimations d'une règle de taux d'intérêt en utilisant des méthodes à équation unique de Taylor ont été critiquées par Favero et Rovelli (2002) basé sur le fait que les paramètres structurels, liés aux préférences de l'autorité monétaire et la structure de l'économie, ne peuvent pas être récupérées. Nous illustrons notre conclusion en estimant une règle de Taylor prospectifs standard pour la

BCEAO et en confrontant les coefficients estimés de cette règle aux résultats obtenus de l'estimation d'un système à trois équations par la méthode GMM comme suggéré par Favero et Rovelli (2002). Avec ces résultats de l'estimation nous sommes en mesure de fournir des interprétations correctes des coefficients de règle de Taylor et pour détecter les préférences des banques centrales. Par exemple le fait que certaines banques centrales répondent fortement à des changements dans l'écart de production ne signifie pas nécessairement que la stabilisation de l'écart de production est son objectif le plus important. Par contre, des coefficients plus élevés de la règle de Taylor par rapport à l'écart de production pourraient indiquer que cette variable serait considérée comme un indicateur de l'inflation anticipée par ces banques centrales. Par conséquent, elles tentent de combler l'écart de production afin de stabiliser l'inflation future. Il ressort de ces estimations que les préférences des autorités monétaires ont radicalement changé entre les différentes périodes. En particulier, le paramètre associé à la cible d'inflation a été considérablement réduit après la réforme de libéralisation de 1989. Les estimations du coefficient π^* reflètent clairement l'évolution de ce paramètre dans les différents régimes. La valeur de $\pi^*=3.810\%$ dans le dernier régime est proche de la cible d'inflation suivie par l'UEMOA. De plus, les conditions économiques liées à l'offre agrégée ont été favorables en comparaison à celles liées à la demande agrégée. L'évidence empirique suggère, sans aucun doute, que la politique monétaire a été menée de manière plus efficace dans le dernier régime.

Références

- Castelnuovo, E. & Surico, P.** (2003): "What Does Monetary Policy Reveal About a Central Bank's Preferences?"; *Economic Notes* by Banca Monte dei Paschi di Siena SpA 32, 335-359.
- Clarida, R., Gali, J., et M. Gertler** (1997): "Monetary Policy Rules and Macroeconomic Stability: Evidence and some Theory", manuscript, New York University.
- Clarida, R., Gali, J., et M. Gertler** (1997): "Monetary policy rules in practice: some international evidence», *European Economic Review*, 42, p. 1033-1067.
- De Lucia C., Lucas J.M.** (2007): "Y a-t-il un océan entre la Fed et la BCE ?", *Conjoncture, Etudes Economiques*, BNP Paribas.
- Favero, Carlo A. & Rovelli, Riccardo** (2002): "Macroeconomic Stability and the Preferences of the Fed: A Formal Analysis, 1961-98"; *Journal of Money, Credit, and Banking* 35, 545-556.
- Fiodendji, K.** (2013): The Asymmetric Reaction of Monetary Policy to Inflation and the Output gap: Evidence from Canada. *Economic Modelling* 30 (2013) 911-923.
- Goodfriend, M.** (1991): "Interest Rates and the Conduct of Monetary Policy"; *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* 34, 7-30.
- Goodhart, C.** (1996): "Why do the Monetary Authorities Smooth Interest Rates?"; *LSE Financial Markets Group Special Paper* No. 81.
- Hansen, L. P.** (1982): "Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators"; *Econometrica* 50, 1029-1054.
- Hodrick R. J. and E. C. Prescott** (1997), "Post-War U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation," *Journal of Money, Credit and Banking* 29.
- Mésonnier J.S, Renne J.P** (2004) : "Règle de Taylor et politique monétaire dans la zone euro", *Bulletin de la Banque de France*, No 45.
- Okot N.** (2008): "Can a rule based monetary policy work in a small liberalised economy? The case of Uganda", *Bank of Uganda Working Paper*, BOUWP 10/08.
- Rodriguez, G. (2008): Stability of central bank preferences, macroeconomic shocks, and efficiency of the monetary policy: empirical evidence for Canada. *Applied Economics Letters* 15(6), 437 - 441
- Siri A.** (2007): Elargissement monétaire en Afrique de l'Ouest : la règle monétaire optimale pour la future banque centrale de la CEDEAO, Thèse de Doctorat, Centre d'Etude, de Documentation et de Recherches Economiques et Sociales, Université de Ouagadougou.
- Svensson L.** (1997): "Inflation forecast targetting: Implementation and monetary inflation targets", *European Economic Review* No 41, pp. 1111-1146.
- Svensson L.** (1999): "Inflation targetting as monetary policy rule", *Journal of Monetary Economics* No 43, pp. 607-654.
- Svensson L.** (2002): "What is wrong with Taylor rules? Using judgment in monetary policy through targetting rules", *NBER Working Paper* No 9421.
- Svensson L.** (2003): "Implementing optimal policy through inflation targetting" *NBER Working Paper* No 6545.
- Taylor J.B.** (1993): "Discretion versus policy rules in practice", *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 39, pp. 195-294.
- Tenou Kossi** (2002): "La règle de Taylor : un exemple de règle de politique monétaire appliquée à la BCEAO», *Notes d'Information et Statistiques*, BCEAO, No 523.