



Munich Personal RePEc Archive

# **Central Bank reaction fonction and monetary policy credibility: The case of BEAC**

KAMGNA, Severin Yves and NGUENANG, Christian and  
TALABONG, Hervé and OULD, Isselmou

BEAC, ISSEA

July 2009

Online at <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/16557/>

MPRA Paper No. 16557, posted 02 Aug 2009 08:08 UTC

# FONCTION DE REACTION DE LA BANQUE CENTRALE ET CREDIBILITE DE LA POLITIQUE MONETAIRE: CAS DE LA BEAC

Christian K. NGUENANG, Hervé TALABONG, Isselmou S.OULD<sup>1</sup>

Séverin.Y. KAMGNA<sup>2</sup>

Juin 2009

## Résumé

Dans cette étude, nous modélisons la fixation des taux d'intérêt par la BEAC, à l'aide des règles de politique monétaire. Dans un premier temps nous proposons une fonction de réaction à anticipations rationnelles adaptée au cas de la BEAC. On y introduit le taux de croissance de la masse monétaire, et aussi le différentiel d'inflation avec la France. La méthode des moments généralisés(MMG) particulièrement adaptée dans le cadre des " *Forward looking rules* " est utilisée ici. Les résultats obtenus sur des données trimestrielles de 1986 à 2006 montrent que la formulation de la politique monétaire dans la CEMAC 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 accordé plus de poids à la stabilisation des prix qu'au soutien à l'activité. Au vue de l'ambigüité 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). Nous estimons dans un deuxième temps, une règle simple par les modèles vectoriels à correction d'erreur de Johansen(1991). Contrairement à l'approche MMG où les résultats étaient meilleurs avec un output gap calculé à partir du filtre Hodrick-Prescott, les conclusions sont bonnes ici lorsqu'il 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 obtenus par MMG. 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.

**Mots clés :** Règle de Taylor, Fonction de réaction, MMG, Cointégration  
**Classification JEL :** E52, E58

---

<sup>1</sup> Ingénieurs Statisticiens Economistes

<sup>2</sup> Ingénieur Statisticien Economiste, Direction des études, BEAC. [Kamgna@beac.int](mailto:Kamgna@beac.int)

# Introduction

---

La politique monétaire est une composante de la politique économique générale, et telle quelle, ses objectifs finals sont donc en principe ceux de la politique économique : il s'agit de l'inflation modérée, de la croissance, du plein emploi et de l'équilibre extérieur .

Dans la réalité, les autorités monétaires restreignent ces objectifs à un seul prioritaire : celui consistant à assurer la stabilité des prix. Afin d'atteindre cet objectif, le taux d'intérêt est un élément important de la stratégie des politiques monétaires, ce dernier s'avérant l'instrument principal et souvent le plus utilisé dans un contexte généralisé de régulation monétaire par les taux.

Dans le cadre de la BEAC, le comité de politique monétaire (CPM), désormais l'organe de décision en matière de politique monétaire, intervient pour fixer les taux d'intérêt<sup>3</sup>, qui est le seul moyen pour la banque centrale d'évaluer l'impact de sa politique sur les mouvements des capitaux et l'économie réelle. La fixation ou la modification de ce taux est une opération complexe et déterminante d'une stratégie de politique monétaire, celle-ci pouvant avoir des portées économiques considérables. Depuis plusieurs décennies, une large gamme de théories monétaires se sont succédées en la matière, mais de nos jours et de plus en plus, la communauté économique semble donner une allure d'une plus forte unanimité basée sur l'adoption d'une règle de politique monétaire *active* centrée sur un objectif d'inflation (cadoret et al., 2004). Plusieurs arguments appuyés par les travaux de plusieurs auteurs, militent en faveur de cette position :

- Estrella et Mishkin [1997] montrent que le contrôle de la masse monétaire est sous-optimal, l'équilibre obtenu dépendant des paramètres de la demande de monnaie et non de la fonction d'utilité des autorités monétaires. De plus, le choix d'utiliser ou non une cible intermédiaire d'agrégat monétaire dépend de l'existence ou non d'une relation stable entre la cible intermédiaire et la cible d'inflation.
- Les travaux de Kyland-Prescott (1977), de Barro et Gordon (1983) sur l'incohérence temporelle et la crédibilité de la politique monétaire mettent en évidence que l'action discrétionnaire des autorités monétaires produit un biais inflationniste sans gain en termes d'activité moyenne<sup>4</sup> (l'idée est que dans un régime discrétionnaire, les autorités monétaires sont soupçonnées de créer de l'inflation pour stimuler l'activité ; de tels régimes sont dès lors très peu crédibles.)

---

<sup>3</sup>Toutes les autres missions du CPM seront précisées plus tard.

<sup>4</sup>cité par Desquilbet et Vilieu (1996).

Les règles monétaires actives s'opposent donc à la fois aux politiques discrétionnaires (lais-sant libres les responsables monétaires d'agir au cas par cas en fonction de la situation économique) et aux règles passives à la Friedman visant une croissance stable de la masse monétaire. Selon certains auteurs (Judd et Rudebusch, 1998 ; Svensson, 2003), une poli-tique monétaire est d'autant "bonne" qu'elle permet d'arbitrer de façon efficace entre la stabilisation du produit (objectif de court terme) et le maintien de la stabilité des prix (objectif à moyen et long terme), qui sont des objectifs souhaitables du point de vue du bien-être social. De nos jours, cette position est davantage partagée par les banques cen-trales des pays développés qui semblent donner à la politique monétaire une dimension de soutien à l'activité économique afin d'atténuer les effets de la crise financière. La formu-lation de la politique monétaire de la CEMAC va tout au moins de manière implicite dans la même logique, celle de soutien à l'activité économique entendue comme une possibilité de stabilisation conjoncturelle. En effet, l'article 21 de la convention régissant l'UMAC stipule que la BEAC, sans préjudice à l'objectif de stabilité des prix, apporte son soutien aux politiques économiques générales élaborées dans l'union monétaire.

Les fonctions de réaction de la banque centrale développées au milieu des années 1980 permettent de poursuivre ces objectifs. Elles permettent en effet d'endogénéiser les taux d'intérêt en réaction à certaines variables macroéconomiques telles que l'inflation et la production, ce qui donne l'opportunité à la banque centrale non seulement de se préoccuper de la stabilité des prix, mais aussi de la régulation conjoncturelle.

Plusieurs théories mettent en exergue le lien entre une règle de politique monétaire active et efficacité/crédibilité des autorités monétaires. L'idée en est que plus la banque centrale s'engage à suivre une règle de politique monétaire précise et prédéterminée, plus sa politique est transparente et crédible. Dans ce sens, le présent travail nous permettra de répondre aux questions suivantes.

Comment définir dans le cas de la CEMAC, une règle de politique monétaire qui per-mette au mieux d'atteindre les deux objectifs macroéconomiques de la politique monétaire ? Quels sont les poids implicites de l'inflation et de la production dans les décisions de la BEAC ?

L'objectif de ce travail est à la fois descriptif et normatif :

- ★ il s'agit dans un premier temps, de vérifier si la politique monétaire de la BEAC peut être résumée par une règle simple de politique monétaire active combinant un objectif d'inflation et de production.
- ★ il s'agit dans un deuxième temps de donner un outil de décision supplémentaire aux

autorités monétaires qui renforceraient ainsi leur transparence et leur crédibilité.

Afin de résumer la politique monétaire de la BEAC par une règle monétaire simple, nous estimerons une fonction de réaction en nous basant sur la modification apportée par Clarida, Galí et Gertler (1998), à la règle initialement proposée par Taylor (1993). Pour la modélisation du comportement des autorités monétaires, nous estimerons une forme "Forward- looking" de la fonction de réaction optimale adaptée au contexte de la BEAC. Cette règle de politique monétaire sera augmentée du taux d'intérêt retardé d'une période. En effet, une façon de maintenir la crédibilité est de réagir tout ayant en mémoire le comportement passé. Selon plusieurs auteurs (De Lucia et al. [2007], Mésonnier et Renne [2004]), le lissage du taux directeur est un moyen pour la banque centrale de préserver à la fois sa crédibilité en évitant une très grande volatilité de ses taux d'intérêts, et de limiter l'impact sur les taux longs. Mais aussi, dans un cas comme celui des pays de la CEMAC, la situation de surliquidité systémique<sup>5</sup> pourrait être une justification de l'introduction du taux d'intérêt passé. Cette surliquidité du système bancaire pourrait avoir comme effet une inefficacité de la manipulation du taux d'intérêt dans la transmission de la politique monétaire. Outre le lissage du taux d'intérêt, cette fonction de réaction aura la particularité de dépendre du taux de croissance de M2, et du différentiel du taux d'intérêt français. La présence de ce dernier est d'autant plus justifié que le différentiel d'intérêt avec la France est un déterminant du taux de change Euro/CFA que la BEAC se doit de maintenir autour de la parité officielle.

La méthode économétrique retenue dans l'ensemble de la littérature sur les "forward-looking rules" est la méthode des moments généralisés (MMG) qui est particulièrement adaptée dans le cas des modèles à anticipations rationnelles. Nous estimerons ensuite la règle simple de Taylor par la méthode de cointégration et plus spécifiquement selon l'approche de Johansen(1991), robuste au caractère éventuellement non stationnaire des variables.

La suite du travail est organisée comme suit. La première section présente le contexte monétaire à la BEAC, et la façon dont la politique monétaire y est conduite. Dans la deuxième section, nous passons en revue les fondements théoriques de la politique monétaire optimale, en partant de la problématique règle contre discrétion, avec un retour sur la règle de Taylor et les modifications qu'elle a connues. Au niveau de la troisième section nous formulons une règle pour la BEAC. La quatrième section sera consacrée à l'analyse des résultats des estimations de la " Forward-looking rules " par la méthode des moments

---

<sup>5</sup>voir par exemple Kamgna et Houdou (2008)

généralisées, et la sixième section à l'estimation de la règle simple par cointégration.

## **1 Le contexte et mise en œuvre de la politique monétaire à la BEAC**

La Banque des Etats de l'Afrique centrale (BEAC) est l'organe émetteur de la monnaie dans l'Union Monétaire de l'Afrique Centrale (UMAC) ; elle définit et conduit depuis le début des années 1970, la politique monétaire des six Etats membres de la CEMAC, dont l'objectif final est d'assurer la stabilité monétaire.. De façon explicite, il s'agit d'assurer la stabilité des prix (une faible progression de l'inflation), et un taux de couverture extérieure de la monnaie suffisant, dont un seuil minimal est fixé à 20% <sup>6</sup>. Toutefois, la Banque centrale, conformément à l'article premier de ses statuts, apporte sans préjudice de cet objectif prioritaire, son soutien aux politiques économiques générales élaborées dans l'Union monétaire<sup>7</sup>. Dans le but de la recherche d'une stratégie de politique monétaire plus efficace, la mise en oeuvre de la politique de la BEAC a été sujette à plusieurs modifications : La section suivante se propose de présenter la mise en œuvre de la politique monétaire ainsi que les changements y relatifs.

Afin de faire face à une conjoncture nationale et internationale plus instable des années 1980, la conduite de la politique monétaire de la BEAC a été reformulée à partir de octobre 1990. Une conséquence de cette reformulation de la politique monétaire est l'adoption de la programmation monétaire en juillet 1991, qui est désormais l'un des points centraux de la politique monétaire, ainsi que la mise en place du marché monétaire dès Juillet 1994. Depuis l'instauration de ce marché monétaire, la BEAC utilise les instruments indirects de la politique monétaire, qui reposent essentiellement sur la politique de refinancement sur le marché monétaire, des taux d'intérêt et des réserves obligatoires. Le taux d'intérêt des appels d'offre (TIAO) qui est le taux d'escompte de la BEAC, est utilisé comme principal taux d'intérêt. Afin d'évaluer les risques pesant sur la stabilité monétaire et de décider d'une action, la BEAC suit étroitement l'évolution des agrégats monétaires (taux de croissance de la masse monétaire et des crédits à l'économie)<sup>8</sup>, qu'elle utilise comme objectif intermédiaire. Pour cette fin, une valeur de référence est déterminée par la programmation monétaire concernant le niveau de la croissance de l'agrégat compatible avec la stabilité

---

<sup>6</sup>Voir rapport annuel, 2005.

<sup>7</sup>Voir article 21 de la convention régissant l'UMAC.

<sup>8</sup>Source : BEAC, *mécanismes et objectifs de la politique monétaire de la BEAC*.

des prix à moyen terme.

Jusqu'en Septembre 2007, date de la réforme des statuts de la BEAC, le Gouverneur était appelé à intervenir pour fixer ce taux lors des opérations d'appels d'offres positifs, et en fonction du paysage financier sous-régional et international. Cet exercice a été confié au Comité de Politique Monétaire (CPM), qui selon l'article 38 des statuts révisés du 23 septembre 2007, est l'organe de décision en matière de politique monétaire et de gestion des réserves de change.

La mise en place du CPM, répond pour la BEAC, à un souci constant de modernisation de son cadre institutionnel, d'élaboration et de formulation de la politique monétaire aussi bien au niveau de l'indépendance plus poussée de la Banque Centrale, que de la transparence dans l'exercice de la politique monétaire (Kamgna, 2008).

A ce titre, le CPM, définit entre autres la stratégie de politique monétaire de la Banque, fixe ses conditions d'intervention et impose aux établissements de crédit la constitution des réserves obligatoires. Pour atteindre l'objectif final de stabilité monétaire, le CPM recourt aux instruments indirects de politique monétaire (taux d'intérêt dans le cadre des appels d'offres) et aux réserves obligatoires.

L'instauration du CPM cherche de par sa collégialité, à renforcer l'efficacité de la politique monétaire, en même temps que sa crédibilité auprès des différents agents économiques ; sa stratégie de politique monétaire devrait donc fournir une référence permettant au public d'évaluer sa responsabilité.

Avant de présenter en profondeur le cadre théorique sous-tendant les règles monétaires actives, il est nécessaire de passer en revue les travaux académiques ayant favorisé son essor ; c'est ce qui constitue l'objet de la section suivante :

## **2 Fondements théoriques des règles de politique monétaire**

### **2.1 Règles contre discrétion : contexte d'un renouveau monétaire**

La façon de conduire la politique monétaire a toujours été discutée par les économistes, entre les partisans d'une politique discrétionnaire (action au cas par cas des autorités monétaires), et une obligation de ceux-ci à suivre des stratégies préalablement définies. Dans ce contexte, une littérature déclenchée principalement par les travaux de Kydland et Prescott (1977), Barro et Gordon (1983), s'accorde sur le fait que les règles permettent

d'obtenir une politique monétaire plus crédible. En effet, en utilisant des formalismes mathématiques, les auteurs montrent qu'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 se voit être plus crédible performante.

La recherche de cette crédibilité peut en tout état de cause, justifier le renouveau des règles actives de politique monétaire, préférant la règle à la discrétion.

La littérature contemporaine sur la régulation monétaire inspirée par ces travaux pionniers de Kydland et Prescott (1977), Barro et Gordon (1983) porte sur la forme que doit prendre la règle de politique monétaire pour accroître les performances de la politique monétaire et offrir un cadre de description et de prescription réaliste de l'activisme monétaire des banques centrales.

La construction des règles de politique monétaire permettant de décrire l'arbitrage entre stabilité de l'inflation et promotion de l'activité, devient dès lors la question essentielle, et naît une littérature abondante sur les fonctions de réaction des banques centrales.

## 2.2 Le cas de la règle de Taylor

Taylor J. (1993) propose une règle monétaire simple sur la période 1984 :1-1992 :3, liant le taux nominal de la Reserve Fédérale à deux cibles d'inflation et d'activité. Son équation est de la forme

$$i_t = r^* + \pi_t + \beta(\pi_t - \pi^*) + \gamma(y_t - y_t^*) \quad (1)$$

où  $i$  désigne le taux d'intervention de la FED en terme nominal,  $r^*$  le taux d'intérêt neutre,  $\pi$  le taux d'inflation,  $y$  le PIB réel en logarithme,  $y^*$  le PIB potentiel de l'économie, c'est à dire la croissance soutenable à long terme sans inflation excessive, et  $\pi^* = 2$  le taux d'inflation cible implicitement considéré par la FED<sup>9</sup>. Les paramètres du modèle sont fixés par le biais de simulations dynamiques de façon à reproduire le comportement historique des taux de la FED. Ainsi calibrés, les paramètres définitifs sont fixés à  $\beta = \gamma = 0.5$ ,

---

<sup>9</sup>Taylor reconnaît que malgré la cible d'inflation de 5% arrêté par la FED, le bon niveau d'inflation pour l'économie fédérale est de 2% (Taylor,1993, PP.203

$r^* = 2.2$ ; la règle de Taylor peut s'écrire<sup>10</sup> :

$$i_t = 1.2 + 1.5\pi_t + 0.5(y_t - y_t^*) \quad (2)$$

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. Certains auteurs notamment Svensson (1997, 1999) vont lui conférer un statut théorique. En effet, ils démontrent 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 qualifiées d'optimales, sont appelées *fonctions de réaction des banques centrales*.

L'objectif de cette partie est donc d'exposer les principes de détermination d'une règle monétaire optimale. Nous chercherons à définir dans un second temps ce que pourraient être les formes d'une telle règle dans le cas de la BEAC.

### **2.3 Construction théorique de la fonction de réaction :**

Les recherches sur les règles de taux d'intérêt, développées à la suite du travail fondateur de Taylor (1993) notamment ceux de Svensson(1997, 1999), repris par Pollin (2004), Cadoret et al.(2004), permettent de montrer que la règle de Taylor peut être dérivée comme solution d'un programme de contrôle optimal des autorités monétaires dans le cadre d'un ciblage de l'inflation ( en Anglais, "inflation Targeting"). La méthodologie consiste à se placer dans un cadre macroéconomique représentatif de la nouvelle synthèse néoclassique (économie fermée de courte période), où le produit macroéconomique est appréhendé par l'output gap  $y$ , c'est à dire la différence entre le PIB réalisé et le PIB potentiel traduisant le niveau du produit de long terme au plein emploi et sans effet inflationniste. La fonction de demande agrégée du système économique est représentée par une courbe IS sensible au

---

<sup>10</sup>Voir Taylor (1993), PP. 202

taux d'intérêt réel selon l'équation suivante :

$$y_{t+1} = \gamma y_t - \alpha [r_t - E_t(\pi_{t+1}) - \bar{r}] + u_{t+1} \quad (3)$$

$y$  représente l'output gap,  $\pi$  le niveau d'inflation et  $E_t(\pi_{t+1})$ , l'inflation anticipée pour la période  $t + 1$  en  $t$ .  $\gamma$  et  $\alpha$  sont des paramètres positifs,  $u_t$  un choc stochastique (assimilé à un choc de demande) indépendante et identiquement distribué de moyenne nulle et de variance  $\sigma_u^2$ .  $r_t$  représente le taux d'intérêt nominal de court terme et  $\bar{r}$  le taux d'intérêt d'équilibre.

La fonction d'offre agrégée est donnée par l'équation de Philips :

$$\pi_{t+1} = \pi_t + \beta y_t + v_{t+1} \quad (4)$$

$v_t = \rho v_{t-1} + \hat{v}_t$ , avec  $E(\hat{v}_t) = 0$ ,  $\beta > 0$ .

Le problème de la banque centrale consiste à trouver une règle monétaire qui réponde au mieux à l'atteinte des deux objectifs macroéconomiques retenus à savoir la stabilisation conjoncturelle et celle de l'inflation autour d'une cible  $\hat{\pi}$ .

La fonction de perte des autorités monétaires à l'instant  $t$ , prend une forme quadratique donnée par la relation suivante :

$$l_t = \frac{1}{2} [(\pi_t - \hat{\pi})^2 + \theta y_t^2] \quad (5)$$

$\theta$  est un paramètre représentant le poids relatif de la stabilisation de l'activité par rapport à celle de l'inflation.  $l_t$  exprime donc le coût induit par une déviation à la période  $t$ , de l'activité et de l'inflation par rapport à leur niveau souhaité.

On peut donc exprimer la fonction objectif de la banque centrale à la période  $t$  par la fonction de perte intertemporelle :

$$L_t = E_t \left[ \sum_{i=0}^{\infty} \delta^i l_{t+i} \right] \quad (6)$$

où  $l_{t+i}$  est la fonction de perte pour la période  $t + i$  anticipée à la date  $t$ , et  $\delta$  un facteur d'escompte subjectif, vérifiant  $0 < \delta < 1$ .

Le problème de la banque centrale consiste à chercher une règle de taux d'intérêt ( $r_t$ ), qui minimise sous les contraintes macroéconomiques (3) et (4), la fonction de perte  $L_t$ . La recherche de la solution consiste à reproduire période après période, la condition

de premier ordre du programme<sup>11</sup>. Cette procédure conduit à la dérivation de la règle monétaire suivante<sup>12</sup> :

$$r_t = \bar{r}_t + \pi_t + \theta_e (\pi_t - \hat{\pi}) + \theta_y y_t \quad (7)$$

avec  $\theta_e$  et  $\theta_y$  les paramètres non négatifs appelés paramètres de réaction, et  $\bar{r}_t$  le taux d'intérêt réel neutre. Cette équation ainsi écrite, représente une généralisation de la règle de Taylor :

c'est une règle monétaire active poursuivant un objectif de long terme de stabilisation de l'activité et de l'inflation autour d'un objectif  $\hat{\pi}$ .

Les paramètres de réaction  $\theta_e$ ,  $\theta_y$  traduisent la sensibilité de l'inflation et de l'activité à la politique monétaire et dépendent du poids accordé à l'activité économique  $\theta$ .

La réaction du taux d'intérêt à l'inflation ( $\theta_\pi = 1 + \theta_e$ ) est supérieure à l'unité et assure une stabilité dynamique de l'équilibre de long terme : En effet en situation d'équilibre, la cible d'inflation est atteinte et l'output gap nul ( $\pi = \hat{\pi}$ ,  $y_t = 0$ ), on retrouve donc :

$$r_t = \bar{r}_t + \pi_t, \quad (8)$$

exprimant l'égalité entre le taux d'intérêt réel et le taux d'intérêt réel neutre, c'est à dire une situation de "neutralité de la politique monétaire".

Selon plusieurs auteurs, cette règle originale doit prendre certaines modifications afin de tenir compte de certaines réalités d'ordre pratique. Ces observations feront l'objet des sous-sections suivantes.

### **2.3.1 Prise en compte d'une dynamique d'ajustement : comportement Backward-looking**

Dans la réalité, les banques centrales, afin de limiter la volatilité de leur taux directeurs, préfèrent procéder à une modification progressive de ceux-ci. Cette limitation de la volatilité se justifie par le souci de la part des autorités monétaires, de préserver leur crédibilité d'une part, et d'éviter les chocs surprises qui perturberaient les marchés financiers d'autres parts. Certains auteurs tels Orphanides (1997), Clarida, Gali, et Gertler (1998) dans leurs travaux pionniers, proposent de tenir compte de ce comportement de "lissage du taux d'intérêt" dans les fonctions de réaction des banques centrales. Économétriquement, cela revient à

---

<sup>11</sup>Pour plus de détails, sur la résolution du programme, voir Cadoret et al., P.103, ou Svensson (1999)

<sup>12</sup>Voir Svensson(1997, 1999)

considérer que le taux d'intérêt courant s'ajuste partiellement au taux d'intérêt cible, c'est-à-dire :

$$r_t = (1 - \rho) r_t^* + \rho i_{t-1} + \epsilon_t, \quad 0 < \rho < 1 \quad (9)$$

$\rho$  est un paramètre indiquant le degré de lissage du taux d'intérêt actuel sur le taux d'intérêt passé, ou degré d'inertie de la politique monétaire.

En remplaçant  $r^*$  par sa valeur dans (7), on obtient :

$$r_t = (1 - \rho) [\bar{r} + \pi_t + \theta_e (\pi_t - \hat{\pi}) + \theta_y y_t] + \rho r_{t-1} + \epsilon_t; \quad (10)$$

ces règles sont qualifiées dans la littérature de *Backward-looking rule*.

### **2.3.2 Prise en compte des anticipations rationnelles : comportement Forward-looking**

Dans la formule proposée par Taylor, le taux d'intérêt dépend de l'output gap et de l'écart d'inflation observé au cours du même trimestre. Or, la banque centrale, lors de sa prise de décision, ne dispose pas de ces valeurs en cours. Tout au plus, elle dispose avec retard d'estimations préliminaires de ces agrégats largement soumises à des corrections (Svensson [2002]).

Il est donc raisonnable de penser que l'action de la banque centrale ne peut affecter ni l'inflation, ni le revenu à court terme. Ainsi dans le but d'avoir des effets désirés de la politique monétaire sur l'output et l'inflation, il est nécessaire de remplacer leurs valeurs courantes par leurs valeurs anticipées. Ainsi, l'équation précédente (equation 10) peut se réécrire sous une forme donnée par Clarida, Gali, et Gertler (1997) de la façon suivante :

$$r_t = (1 - \rho) [\bar{r} + \theta_\pi (E(\pi_{t+n} | \Omega_t) - \hat{\pi}) + \theta_y E(y_t | \Omega_t)] + \rho r_{t-1} + \epsilon_t \quad (11)$$

où  $E(.|\Omega_t)$  désigne l'espérance conditionnellement à l'information dont dispose la banque centrale à la date  $t$ , c'est-à-dire au moment où elle prend ses décisions.  $\Omega_t$  matérialise donc l'ensemble de ces informations de décision,  $n$  l'horizon d'anticipations (1 à 2 ans). Cette règle a un caractère forward puisqu'elle vise explicitement l'inflation future, elle est connue dans la littérature sous le nom de *forward looking rule*.

### 3 Revue de littérature empirique

De la problématique de construction des règles monétaires actives, permettant de décrire efficacement l'arbitrage entre stabilité de l'inflation et promotion de l'activité, est née une littérature empirique enrichissante sur les fonctions de réaction des banques centrales. Leurs formes diffèrent d'un pays à l'autre en fonction des spécificités et les contraintes propres liées à chaque économie. Nous présentons dans cette section, les travaux empiriques de quelques auteurs afin d'éclairer la question sur la recherche d'une règle monétaire adaptée au contexte de la BEAC.

★ Dans les pays développés

Les travaux sur les règles optimales sont nombreux dans les pays développés, où leur importance est mise en exergue dans la littérature. Ainsi, certains auteurs utilisent les fonctions de réaction pour effectuer des comparaisons entre attitudes de différentes autorités monétaires. Bouscharain (2001) analyse la convergence des politiques monétaires au sein de la zone euro et trouve qu'il y a une ressemblance entre le comportement des autres banques centrales du SME et celui de la Bundesbank. Huchet M. (2003) estime les fonctions de réaction des huit principales banques centrales nationales de la zone euro sur la période 1980-1998. Elle estime aussi la fonction de réaction d'une banque centrale fictive de la zone euro si celle-ci constituait une union monétaire sur cette période. Elle arrive aussi à la conclusion selon laquelle il y aurait une similitude de comportement des banques centrales de la zone, et que leurs préférences sont convergentes surtout en matière d'inflation. De Lucia et Lucas (2007), par contre estiment des fonctions de réaction pour analyser les différences pouvant exister dans la fixation des taux directeurs entre la BCE et la FED sur la période de 1998 à 2006. La règle de Taylor pour la FED prend en compte ses objectifs dualistes de la politique monétaire à savoir l'inflation et l'activité économique. Dans le cas la BCE en revanche, la règle n'est améliorée que lorsqu'est pris en compte un objectif de croissance d'agrégats monétaires.

Ces derniers concluent au vu des résultats que de façon absolue, les deux banques centrales ont conduit des politiques très peu éloignées durant la période. Les résultats relatifs laissent transparaître que le poids accordé à l'inflation est plus élevé dans le cas de la BCE que dans celui de la FED. Concernant le lissage du taux d'intérêt, la FED semble fixer ses taux d'intérêt beaucoup plus en fonction de l'information nouvelle qu'en fonction des taux passés.

En général, les travaux dans la zone euro (Verdelhan [1999], Sibi [2002], Mésonnier et Renne [2004]) arrivent à la conclusion selon laquelle la politique monétaire y est bien

représentée par des règles de Taylor simples, en ce sens que les taux de Taylor calculés sont très proches des taux du marché.

Aux vues des critiques formulées à l'encontre de la règle originale de Taylor, plusieurs auteurs y ont apporté des modifications, en calculant différemment les variables de référence, ou en ajoutant d'autres variables, tel que le taux de change, la masse monétaire. Ces variables sont spécifiques à l'environnement dans lequel évolue chaque banque centrale. Pour le cas de la zone euro, Sibi (2002) après introduction du taux de change euro-dollar dans sa fonction de réaction, conclut que la BCE ne réagit pas aux fluctuations du taux de change.

★ Dans les pays Africains

La littérature en Afrique est moins abondante sur les fonctions de réaction. 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. Toujours dans le cas de l'Ouganda, Okot(2008) analyse à l'aide des données trimestrielles sur la période 1988Q1-2006Q2 si 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 néokeynésienne. Il arrive à la même conclusion qu'Abdalla et al (2000) car ses taux de Taylor calculés divergent de ceux pratiqués par la Banque.

Dans le cas de la zone franc, Tenou (2002) étudie à l'aide de la règle de Taylor, le processus décrivant l'évolution des taux d'intérêt de court terme dans la zone UEMOA. Il estime une fonction de réaction de la BCEAO, reliant le taux d'intérêt de court terme au gap de production et à l'écart entre le taux d'inflation observé et le taux d'inflation objectif. Ses résultats obtenus tant sur des données annuelles que sur des données trimestrielles montrent que la règle estimée décrit relativement bien le comportement des taux du marché monétaire. Le coefficient de l'inflation n'est pas statistiquement significatif sur la base des données annuelles. Le coefficient de lissage du taux d'intérêt montre que la BCEAO fixe ses taux en fonction de ses taux passés : le coefficient du taux d'intérêt retardé est de 0,82. Ce coefficient vaut 0,76 sur la base des données trimestrielles, où le différentiel entre l'inflation anticipée sur 4 trimestres et la cible d'inflation est statistiquement significatif. Le coefficient de pondération de l'output Gap est de 0,66. Il trouve aussi que le taux d'intérêt du marché monétaire est relativement plus sensible à l'écart de production qu'au différentiel du taux d'intérêt. De façon générale, la BCEAO semble tenir compte des variables économiques fondamentales que sont l'inflation et l'écart de production dans la fixation de ses taux d'intérêt.

## 4 Définition d'une règle monétaire pour la BEAC

Afin de prendre en compte les spécificités de chaque économie, il est nécessaire d'apporter des modifications supplémentaires à la règle de Taylor originale. Il s'agit en clair de l'intégration d'arguments supplémentaires comme variables explicatives, lesquelles peuvent avoir un impact sur la prise des décisions des autorités monétaires lors de la fixation des taux directeurs. Ainsi, l'équation de la règle sous la version forward-looking prend la forme suivante<sup>13</sup> :

$$r_t = (1 - \rho) \left[ \bar{r} + \theta_\pi E((\pi_{t+n}|\Omega_t) - \hat{\pi}) + \theta_y E(y_t|\Omega_t) + \theta_z E((Z_t - \hat{Z})|\Omega_t) \right] + \rho r_{t-1} \quad (12)$$

$Z$  désigne un vecteur de variables explicatives supplémentaires,  $\hat{Z}$  leur niveau désiré et  $\theta_z$ , un vecteur contenant les poids accordés par les autorités à ces variables dans la prise de décision.

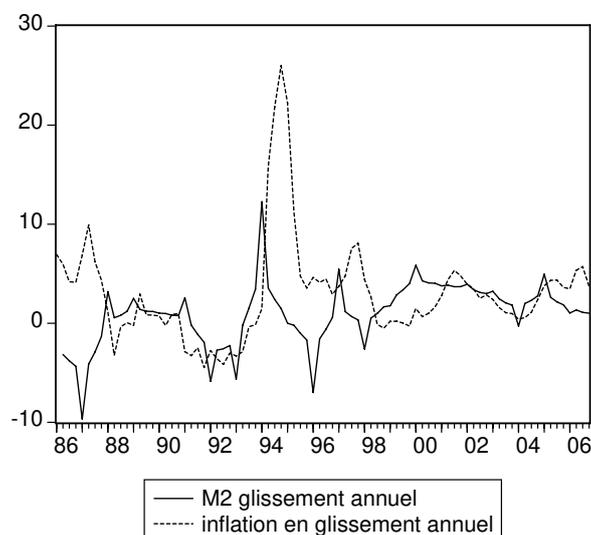
Dans le cadre de la BEAC, le vecteur  $Z$  peut prendre au moins deux agrégats : la masse monétaire au sens large  $M_2$  et le différentiel du taux d'intérêt entre la CEMAC et la France :

- la prise en compte des agrégats monétaires peut se justifier par le fait que la BEAC suit étroitement la croissance de cet agrégat qu'elle utilise comme objectif intermédiaire de la politique monétaire. Cette intégration dans la fonction de réaction peut se justifier par le fait que plusieurs études théoriques et empiriques mettent en évidence l'existence d'une relation entre la progression de la masse monétaire et l'inflation, ce qui est reconforté par le graphique suivant :

---

<sup>13</sup>Ces règles sont tout à fait optimales, car elles sont obtenues par minimisation sous contrainte d'une fonction de perte de la forme :  $L_t = E_t \left[ \sum_{i=0}^{\infty} \delta^i (Y_t - \hat{Y}_t)' \Lambda (Y_t - \hat{Y}_t) \right]$   $Y$ , l'ensemble des variables explicatives du taux d'intérêt, et  $\Lambda$ , un vecteur constitué des poids accordés à chacune des variables explicatives. Pour plus d'éléments, se rapporter à Siri (2007), PP.82.

**Graphique 1:** Evolution de l'inflation et de la masse monétaire



Mais, des difficultés d'ordre pratique pour ces types de variables proviennent du fait que le niveau désiré  $\widehat{Z}$  n'est pas explicitement arrêté. Une solution à ce problème consiste à approximer la différence  $(Z_t - \widehat{Z})$  par  $(Z_t - Z_{t-1})$ , ce qui s'interprète comme taux de croissance de la variable une fois que celle-ci est exprimée en logarithme.

-La prise en compte dans la fonction de réaction de la BEAC, du différentiel du taux d'intérêt entre la BEAC et la France, se justifie par le fait que la BEAC veille toujours à ce que son taux directeur soit au dessus de celui de la France, dans l'optique d'atténuer la sortie des capitaux (voir annexe, graphique 5).

#### 4.1 Les données

Pour l'analyse empirique, nous utilisons essentiellement des données trimestrielles. La période d'étude va de 1986 :1 à 2006, soit un total de 84 points. Trois sources principales de données ont été utilisées : le « *World Development Indicator* » de la Banque mondiale, la base « *International Financial Statistics (IFS)* », du Fond Monétaire International, et la BEAC.

Les données sur le PIB de la CEMAC, sont calculés à partir des données annuelles fournies par le " WDI ". Leurs valeurs trimestrielles sont obtenues en utilisant la procédure développée par Golstein et Khan (1976).

Les données sur l'inflation mesurée par la variation de l'indice des prix à la consommation et sur la masse monétaire M2, proviennent de la base de données *IFS*. Le taux

d'inflation de la sous région se calcule à partir de la moyenne des indices nationaux, pondérée par la production de chaque Etat.

## 4.2 Démarche méthodologique

Notre démarche se fera en deux étapes : Nous estimerons d'abord un modèle Forward looking, puis un modèle simple de Taylor. La règle Forward quant à elle s'estimera en plusieurs étapes : Nous commencerons d'abord par estimer le modèle de base (avec écart d'inflation et output Gap anticipés), puis dans un second temps nous prendrons dans la règle les variables supplémentaires afin de vérifier si ces dernières sont prises ou non en compte dans la formation des taux directeurs de la BEAC. La méthodologie utilisée à ce niveau est la méthode des moments généralisés. Dans un second temps, nous envisagerons l'estimation de la règle de Taylor simple par une méthode robuste à savoir la méthodologie de Johansen (1991) à travers un Modèle Vectoriel à Correction d'Erreur(MVCE) .

## 5 Estimation par la Méthode des Moments Généralisés MMG

Afin d'envisager le cadre empirique, il est nécessaire de spécifier correctement la fonction de réaction dans le cadre de la BEAC et de présenter les difficultés liées à son estimation.

Pour cela, nous reprenons l'équation précédente dans laquelle nous postulons pour le cas de la BEAC, un délai de transmission de la politique monétaire de l'ordre de 4 trimestres ( $n = 4$ ).

$$r_t = \rho r_{t-1} + (1 - \rho) \left[ \alpha + \theta_\pi E((\pi_{t+4}|\Omega_t) - \hat{\pi}) + \theta_y E(y_t|\Omega_t) + \theta_z E((Z_t - \hat{Z})|\Omega_t) \right] + \eta_t. \quad (13)$$

(avec  $\eta_t \leftrightarrow i.i.d(0, \sigma_\eta^2)$ ) Cette équation peut être réécrite sous la forme :

$$r_t = c_0 + c_1 r_{t-1} + c_2 E((\pi_{t+4}|\Omega_t) - \hat{\pi}) + c_3 E(y_t|\Omega_t) + c_4 E((Z_t - \hat{Z})|\Omega_t) + \eta_t. \quad (14)$$

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

$$\alpha = \frac{c_0}{1 - c_1} \quad \rho = c_1 \quad \theta_z = \frac{c_4}{1 - c_1} \quad \theta_\pi = \frac{c_2}{1 - c_1} \quad \theta_y = \frac{c_3}{1 - c_1}$$

Pour donner au modèle une forme estimable, une méthode consiste à remplacer les variables anticipées non observables par les valeurs observées. Pour cela, notons par  $\epsilon^\pi, \epsilon^y, \epsilon^z$ , les erreurs de prévision commises par les agents économiques sur l'inflation, l'activité et les autres variables supplémentaires. Ces erreurs sont supposées indépendantes et de variances respectives  $\sigma_\pi^2, \sigma_y^2, \sigma_z^2$ . On a les relations suivantes :

$$\begin{aligned}\pi_{t+4} &= E(\pi_{t+4}|\Omega_t) + \epsilon_{t+4}^\pi \\ y_t &= E(y|\Omega_t) + \epsilon_t^y \\ Z_t &= E(Z_t|\Omega_t) + \epsilon_t^z\end{aligned}$$

ce qui revient à écrire l'équation (14) de la manière suivante :

$$\begin{cases} r_t = c_0 + c_1 r_{t-1} + c_2 (\pi_{t+4} - \hat{\pi}) + c_3 y_t + c_4 (Z_t - \hat{Z}) + v_t \\ v_t = \eta_t - c_2 \epsilon_{t+4}^\pi - c_3 \epsilon_t^y - c_4 \epsilon_t^z \end{cases} \quad (15)$$

Plusieurs problèmes liés à l'estimation de cette équation, peuvent être relevés :

- Il est aisé d'établir que  $E(\pi_{t+4}v_t) = \sigma_\pi^2 \neq 0$ ,  $E(y_t v_t) = \sigma_y^2 \neq 0$ ,  $E(z_t v_t) = \sigma_z^2 \neq 0$ , ce qui signifie que les variables explicatives ne sont pas indépendantes des résidus  $v_t$ , et donc il se pose un problème d'endogenéité des régresseurs.
- En outre, des aménagements algébriques permettent de montrer que  $E(v_t v_{t-1}) \neq 0$  : il s'agit en d'autres termes d'un problème d'autocorrelation des résidus.

La présence des anticipations rationnelles pose plusieurs problèmes à l'estimation de cette équation par la méthode des moindres carrés, qui produirait dans ce cas un estimateur biaisé et non convergent.

L'intérêt croissant accordé à ces genres de modèle durant le début des années 1980 a contribué au développement de la méthode des moments généralisés (MMG) dont l'usage est particulièrement recommandé à cet effet (Cette méthode est utilisée par Clarida, Gali et Gertler [1997], ou Mésonnier et Renne [2004]). L'estimation par MMG présente l'avantage d'englober plusieurs autres méthodes parmi lesquelles les moindres carrés ordinaires, les doubles moindres carrés, les moindres carrés non linéaires, le maximum de vraisemblance, qui en constituent des cas particuliers.

L'estimation de l'équation (15) par la méthode des moments généralisés, grâce à sa robustesse, n'exige pas que les résidus soient normalement distribués, mais juste de préciser l'ensemble  $\Omega_t$  des variables pouvant influencer la prise de décision des autorités monétaires en temps  $t$ , constituant l'ensemble des variables instrumentales dans l'estimation (Voir Hurlin[2005]).

## 5.1 Résultats de l'estimation par la MMG

Les estimations sont faites dans le logiciel Eviews avec l'option "HAC" (Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent), robuste à l'hétéroscédasticité et à l'autocorrelation. A la lumière des travaux de Mésonnier et Renne (2004), De Lucia et Lucas (2007), nous limitons les instruments aux seules variables retardées de l'équation 15, les retards pouvant aller jusqu'à l'ordre 4.

Nous avons d'abord estimé un modèle forward traditionnel, c'est à dire sans variables supplémentaires, en utilisant l'output gap tiré du filtre HP (que nous appelons GapHp). Nous l'utilisons de préférence à celui obtenu par trend quadratique à cause de son caractère non stationnaire (voir Annexe sur l'étude de la stationnarité des séries, tableau ??).

**Tableau 1:** Règle monétaire Forward de base

Paramètres	$\rho$	$\alpha$	$\theta_\pi$	$\theta_y$	$\bar{R}^2$	k	J-stat	p-valeur
Valeurs	0,91**	7,89	0,45*	0,070	0,87	7	0,015	0,55

$k$  est le nombre d'instruments

\* significatif au seuil 10%, \*\* significatif au seuil 5%

On note que les contraintes suridentifiantes sont satisfaites dans ce modèle : la p-valeur associée à la statistique  $J$  est en effet nettement supérieure à 5%, ce qui donne plus d'évidence à l'hypothèse nulle d'acceptation des restrictions suridentifiantes par rapport à l'alternative. On peut noter également que le coefficient de lissage du taux d'intérêt  $\rho$  dans ce modèle est statistiquement significatif et très proche de l'unité (sa valeur est de 0.91), ce qui dénote une forte tendance des autorités monétaires à fixer le taux d'intérêt présent à partir de celui du trimestre passé. Cette grande inertie du taux de la politique monétaire pour le cas de la BEAC semble d'autant plus justifiée dans la mesure où le taux d'intérêt ne varie pas systématiquement d'un trimestre à l'autre. D'autres parts, le poids accordé à l'activité économique est très faible et statistiquement non significatif (sa valeur est de 0,015). En outre, il est nettement inférieur à celui accordé à l'inflation. De ce point de vue, l'objectif d'inflation serait la principale variable d'ajustement du taux directeur. Par ailleurs, la p-valeur associée au test joint de Wald est nul (voir tableau A en annexe), ce qui conduit à rejeter au seuil 5%, la conformité de ces poids à ceux de Taylor. De même, le principe de Taylor selon lequel la réaction du taux d'intérêt par rapport à l'inflation devrait

être supérieure à l'unité ne peut être accepté. Ce modèle ne donne donc pas à l'économie une dynamique stable.

D'autre part, le taux d'intérêt neutre (c'est à dire le taux considéré comme ni restrictif, ni expansionniste) déduit de ce modèle est d'environ 4,9% ( $\alpha - \widehat{\pi}$ ), ce qui est nettement en dessous du taux de croissance calculé en glissement annuel à partir de la production potentielle filtrée sur la période de l'étude (Ce taux est de croissance potentiel se situe autour de 6,59% en glissement annuel et de 2,49% en glissement trimestriel<sup>14</sup>).

Dans la suite, nous ajouterons comme annoncé quelques variables supplémentaires dans la fonction de réaction de la BEAC. Il s'agit d'abord comme dans plusieurs études dans le cas de la BCE<sup>15</sup>, du taux de croissance de la masse monétaire M2, puis du différentiel du taux d'intérêt entre la BEAC et la France. Le niveau de réserves en devises ne sera pas pris en compte pour manque de données.

• **La prise en compte de l'agrégat monétaire**

**Tableau 2:** Règle monétaire ajoutée de la masse monétaire et différentiel du taux d'intérêt

coef.	$\rho$	$\alpha$	$\theta_\pi$	$\theta_y$	$\theta_{m2}$	$\theta_{\Delta_{int}}$	$\overline{R}^2$	$k$	J-stat	p-val
avec M2	0,87**	9,7*	0,3**	0,11	-0,26*	—	0,87	13	0,04	0,86
M2 et $\Delta_{int}$	0,89**	9,4**	1,43**	0,57*	-0,13**	-3,5**	0,85	17	0,06	0,9

$k$  est le nombre d'instruments

\*\* significatif au seuil 1%, \* significatif au seuil 5%.

La fonction de réaction ajoutée du taux de croissance de la masse monétaire figure dans la deuxième ligne du tableau (5.1) ( et à la troisième ligne figure celle ajoutée du taux de croissance de M2 et du différentiel du taux d'intérêt ( $\Delta_{int}$ )).

On peut noter que la prise en compte de l'objectif d'agrégat monétaire améliore significativement les résultats par rapport à la situation précédente. Malgré que les paramètres de sensibilité à l'output gap et à l'inflation demeurent relativement faibles, Tous les coefficients deviennent significatifs au seuil de 5%. De plus, l'hypothèse d'acceptation des restrictions suridentifiantes ne peut être rejetée, car la p-valeur associée à la J-statistique est de 0,86, ce qui est supérieur au seuil 5%. Le signe du paramètre de réaction lié au taux de croissance de M2, est de -0,26, et ne nous paraît pas conforme au signe attendu. On peut également noter que le paramètre lié à l'inflation reste le coefficient de sensibilité le

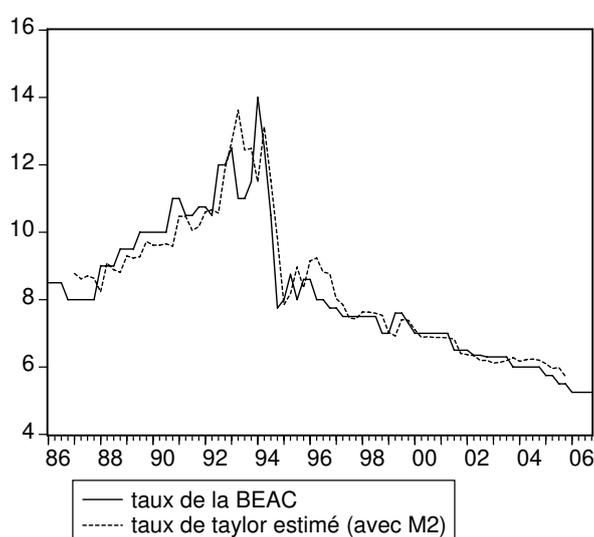
---

<sup>14</sup>Nos données étant calculées en glissement annuel, l'utilisation du taux de croissance potentiel en glissement mensuel se révèle contre indiquée.

<sup>15</sup>Voir par exemple De lucia et Lucas (2007)

plus élevé, ce qui réconforte l'idée que les autorités monétaires ont tendance à réagir plus rapidement à l'écart d'inflation, qu'à toute autre déviation, y compris celle de la masse monétaire. Ceci comble nos attentes dans la logique où la masse monétaire est n'est qu'un indicateur de l'inflation future et comme tel, sa déviation par rapport à sa valeur de référence n'appelle pas systématiquement à une intervention de la banque centrale. A ce niveau également, le test de wald joint de conformité aux paramètres de Taylor n'est pas validé, car, on obtient une p-valeur liée à la statistique de wald de l'ordre de 0,00 (voir tableau A en annexe). De même, le principe de Taylor est rejeté. Le schéma suivant donne la représentation graphique ses taux simulés à partir de ce modèle et du taux effectif.

**Graphique 2:** Taux historiques et taux forwards estimés avec croissance de M2



- **La prise en compte du différentiel du taux d'intérêt**

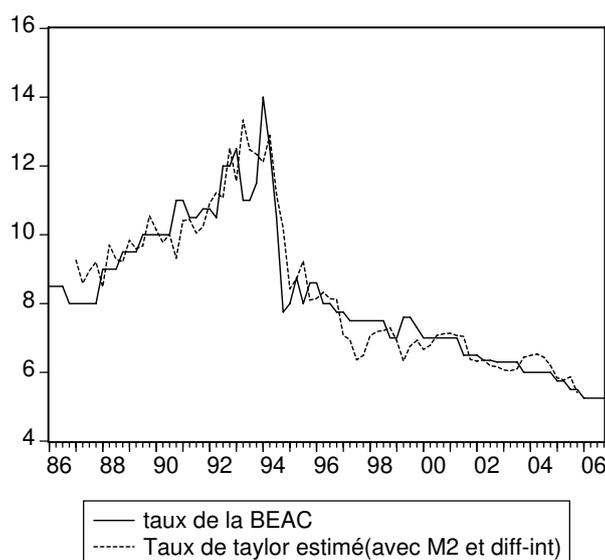
L'ajout du différentiel du taux d'intérêt entre la BEAC et la France, suscite quelques commentaires notables : Le paramètre de réaction lié au différentiel du taux d'intérêt est négatif, ce qui signifie que la BEAC, que suite à une baisse du taux d'intérêt de la France (ou de la BCE), la BEAC devrait procéder également à une baisse de son taux directeur. Outre la significativité de tous les paramètres de réaction, on remarque que le poids accordé à l'inflation est supérieur à l'unité (sa valeur est de 1,47), et donc le "principe de Taylor" est respecté. On obtient également le coefficient lié à l'output gap plus élevé (sa valeur est de 0,57). Ces paramètres semblent se rapprocher à ceux trouvés par Taylor(1993) et dans d'autres études similaires : En effet le test de wald joint pour tester la conformité aux coefficients de Taylor produit une p-valeur de 0,69. On peut encore noter un effet de

persistance du taux d'intérêt, qui se traduit par un coefficient de lissage proche de l'unité (sa valeur ici est de 0,89)

Le taux d'intérêt d'équilibre déduit de ce modèle est de 6,4%, ce qui est relativement plus proche du taux neutre calculé qui est de 6,59%.

Le graphique ci-dessous donne les représentations des taux historiques et ceux estimés.

**Graphique 3:** Taux historiques et taux de Taylor avec prise en compte de M2 et différentiel du taux d'intérêt



## 5.2 Choix du meilleur modèle

Nous choisirons le meilleur modèle en tenant compte de tous les critères annoncés, mais surtout selon le degré d'ajustement aux taux historiques. Nous donnons dans le tableau suivant les qualités prédictives de chaque modèle.

Même si ce tableau ne permet pas de classer définitivement plus performant un modèle, on peut néanmoins noter quelques avantages liés à l'équation avec prise en compte de l'agrégat monétaire et du différentiel du taux d'intérêt, et notamment par rapport à l'erreur absolue moyenne et au coefficient de Theil. De plus ses bonnes propriétés théoriques et précisément le respect du principe de Taylor, c'est à dire l'aptitude de conduire à une situation de neutralité monétaire à l'équilibre de long terme peuvent lui conférer le statut d'une assez bonne fonction de réaction adaptée au cadre de la BEAC. La section suivante se consacre à l'estimation de la règle simple de Taylor originale. Comme annoncé, la méthodologie utilisée est celle de Johansen(1991).

**Tableau 3:** Capacités prédictives des différents modèles de base

Modèle	Forward de base	avec M2	avec M2 et $\Delta_{int}$
Root Mean Square Error	0.66	0.706	0.70
Mean Absolute Error	0.53	0.471	0.41
Mean Percentage Error	4.60	5.30	6.1
Theil Inequality Coefficient	0.04	0.041	0.038
Biais Proportion	0.0004	0.01	0.0004

## 6 Estimation de la règle par Cointégration

Dans cette section, nous procédons à l'estimation d'une fonction de réaction de type Taylor simple pour le cadre de la BEAC suivant une méthodologie, qui prend en compte le caractère éventuellement non stationnaire des séries. Avant cette analyse, il est important de bien préciser la critique sur l'emploi de la cointégration dans l'estimation d'une règle de Taylor. La relation de Taylor originale peut être vue comme une relation de Fisher reliant les taux d'intérêts nominaux et réels dans le long terme ; en effet à long terme, la production est censée rejoindre sa dynamique potentielle (un output gap nul), et l'écart d'inflation devrait aussi s'annuler. Ceci remet en question les explications économiques de la relation de cointégration contenant des variables qui s'annulent à long terme. D'un autre côté, à cause de la courte taille des séries, certaines variables telles que l'écart de production peuvent se révéler  $I(1)$ , ce qui n'a pas d'explication économique<sup>16</sup>. L'utilisation des MMG se révèle donc être la mieux adaptée, sur le plan de la théorie économique. Cependant pour des considérations purement statistiques, l'utilisation d'une approche cointégrée se justifie. De plus certaines études au niveau européen<sup>17</sup> utilisent la cointégration pour apprécier la robustesse des conclusions tirées de la méthode MMG et arrivent à de très bonnes conclusions. Contrairement à ces auteurs qui intègrent les taux longs dans leur relation de cointégration, nous estimerons pour la BEAC, une règle de Taylor simple ayant de bonnes propriétés. La période d'étude s'étend pour un début de 1986 à 2006. La CEMAC ayant connu sa plus profonde réforme en matière de politique monétaire avec la dévaluation de 1994, nous estimerons en second lieu une fonction de réaction de 1994 à 2006. En utilisant

---

<sup>16</sup>d'après Mesonnier et Renne (2004), ces variables seraient stationnaires si l'on disposait de séries suffisamment longues

<sup>17</sup>Mesonnier et Rennes(2004) pour la Banque de France, Gerlasch-Kristen(2003) pour la BCE

l'approche de Johansen (1991), notre fonction de réaction sera donc donnée par la relation de long terme :

$$r_t = \delta + \beta_\pi(\pi_t - \pi^*) + \beta_y(y - y^*) \quad (16)$$

## 6.1 Analyse de la cointégration

Après des test de racine unitaire de Dickey Fuller et de Zivot Andrews, puis des tests de cointégration de Johansen, nous arrivons aux résultats suivant.

**Coefficients estimés :** Les résultats des estimations ainsi que ceux des tests sont présentés dans le tableau suivant :

**Tableau 4:** Coefficients de la fonction de réaction

	1986 à 2006				1994 à 2006			
	GapHP		GapTrend		GapHP		GapTrend	
	coef	t-stat	coef	t-stat	coef	t-stat	coef	t-stat
$\delta$	7,4		59,88		6,3		-5,66	
$\beta_\pi$	0,71**	-2,24**	35,09	-0,82	1,345	-2,42**	-7,19	4,78**
$\beta_y$	0,18*	-1,31*	149	4**	0,162	-5,60**	0,96	1,38
$R^2$	0,509		0,46		0,817		0,82	
$R^2_{ajust}$	0,37		0,31		0,771		0,78	
AIC	11,946		1,75		0,391		0,349	
SIC	13,66		2,302		0,801		0,775	

## 6.2 Interprétation des résultats

Après estimation, il apparait que les meilleurs résultats s'obtiennent avec un gap de production filtré par trend quadratique ; c'est donc l'option que nous privilégions dans cette section. D'après les résultats de la première estimation, le coefficient associé à l'inflation est de 0,71 tandis que celui de l'activité est de 0,18. Ceci signifie que la BEAC accorde plus de poids à la stabilisation des prix qui est sa mission principale. Ces coefficients s'écartent de ceux de Taylor, et on ne peut accepter qu'ils sont tous égaux à 0,5. (Tableau refcoefficient) Le graphique 4 présente sur un même plan, les taux simulés à partir de cette règle et ceux de la BEAC. Il ressort qu'avant 1994, la politique monétaire de la BEAC, est mal représentée par la règle de politique monétaire. On constate qu'ils s'ajustent moins

bien aux données observées, que ceux obtenus par MMG. Ce qui pourrait s'expliquer par l'absence de variables ayant un poids élevé dans les décisions de la BEAC, ou encore à cause d'une instabilité du modèle sur la période d'estimation. Nous avons procédé à une deuxième estimation de la règle simple, mais sur la période 1994 à 2006. Le coefficient associé à l'inflation vaut 1,34 et est significatif au seuil de 5%. Celui de l'output gap vaut 0,18. Le coefficient de 1,34 est proche de celui de Taylor et le test de restriction (Tableau 4) ne rejette pas l'égalité au seuil de 5%. Le test d'égalité à 0,5 de l'output gap n'est pas rejeté au seuil de 5%. Cependant la p-value associée au test joint ne nous permet d'accepter au seuil de 5% que le couple formé des deux coefficients est égal à (1,5 ; 0,5).

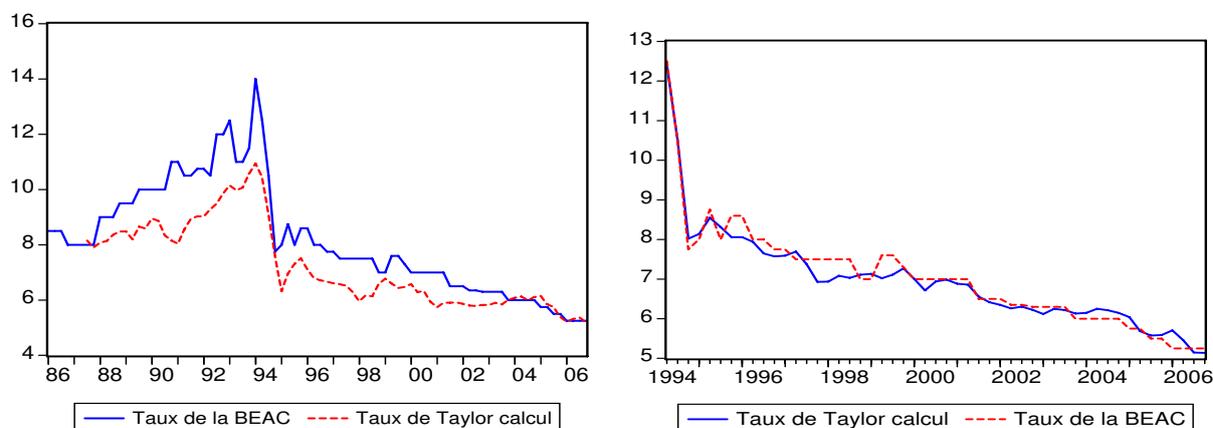
	1986 :1-2006 :4	1994 :2-2006 :4		
Ho	$\beta_\pi = \beta_y = \mathbf{0,5}$	$\beta_\pi = 1,5$ et $\beta_y = 0,5$	$\beta_\pi = \mathbf{1,5}$	$\beta_y = \mathbf{0,5}$
Chi-2	6,833951	15,0895	3,3729	1,5103
Prob	0,032812	0,0005	0,0663	0,2191

La BEAC serait donc ainsi plus sensible à un choc de prix, qu'à un choc sur la production. Ces coefficients sont proches de ceux trouvés par Huang Margaritis et Mayes (2001) qui ont des valeurs similaires sur la période 1989 et 1998 pour l'inflation et le gap de production réel, soit des élasticités de 1,31 et 0,12 respectivement. Ils sont relativement éloignés des 0,60 pour l'inflation et 0,31 pour l'activité trouvé par Mésonnier et Renne (2004) dans la zone Euro en utilisant la cointégration<sup>18</sup>. dans la zone Eu Cependant ce résultat est pratiquement l'inverse de ceux obtenus par Tenou (2002) sur des données trimestrielles. En effet il trouve une pondération de 0,35 pour le différentiel d'inflation, et de 1,25 pour l'output gap. Il est à remarquer que l'ajustement des taux de la BEAC aux taux simulés est amélioré et est bien matérialisé sur le graphique 4

---

<sup>18</sup>Notons que la pertinence de la comparaison avec les résultats de Mésonnier et Renne (2004), n'est pas assurée. Ces derniers ont en effet les taux long dans leur relation de long terme

**Graphique 4:** Taux de la BEAC et Taux simulés



## Conclusion

---

Ce travail a pour objectif d'estimer la fonction de réaction de la BEAC, afin de conférer à sa stratégie de politique monétaire un cadre plus crédible et plus efficace. Sur la base des données trimestrielles, nous avons procédé pour cela à deux types d'estimation : Une règle simple de type Taylor par la méthode de cointégration de Johansen (1991) robuste au caractère stationnaire ou non des séries, et une règle de Taylor de type "Forward looking". Cette dernière prend en compte le lissage du taux d'intérêt et nous prenons pour hypothèse que la Banque centrale réagit aux écarts d'inflation anticipés sur 4 trimestres, et à ceux d'autres variables anticipées pour la même période. La méthodologie utilisée pour l'estimation de règle "Forward looking" est la MMG prenant en compte le caractère endogène des régresseurs et l'autocorrélation des erreurs. Dans ce cadre, nous avons estimé dans un premier temps, le modèle Forward de base dont les seuls arguments sont l'écart d'inflation et l'output Gap. Nous y ajoutons dans un second temps des arguments supplémentaires susceptibles d'être pris en compte par la banque centrale dans la mise en oeuvre de la politique monétaire. Il s'agit de la croissance de la masse monétaire M2 et du différentiel du taux d'intérêt entre la BEAC et la France. On y note en général dans ce cadre, une persistance du taux d'intérêt traduisant une forte tendance des autorités monétaires à fixer le taux d'intérêt en fonction de ceux passés. Par ailleurs, le poids accordé à l'inflation est nettement plus élevé que celui accordé à l'activité économique, ce qui est en conformité

avec le fait que l'inflation soit l'objectif prioritaire de la politique monétaire. Le modèle "Forward looking" prenant en compte la croissance de la masse monétaire et le différentiel du taux d'intérêt s'avère être le meilleur modèle : il décrit relativement bien le comportement historique des taux d'intérêt de la BEAC ; de plus ses propriétés fonctionnelles sont relativement conformes à la description théorique. Il peut donc être considéré comme la fonction de réaction adaptée au cadre de la BEAC. La règle de Taylor simple estimée à partir du modèle cointégré ne décrit pas assez aisément les taux d'intérêt effectifs sur toute la période de l'étude (1986 :1-2006 :4), mais restreint sur la demi-période allant de 1994 :1 à 2006 :1 correspondant à la mise en place du marché monétaire, cette faiblesse d'ajustement est légèrement amoindrie. La règle traditionnelle de Taylor ne décrit donc pas assez fidèlement les comportements historiques de la BEAC, et confirme implicitement la nécessité de prendre en compte des variables supplémentaires de prise de décision des autorités monétaires.

## Références bibliographiques

- [1] **Barro R.J., Gordon D.B.**(1983) : "Rules, discretion and Reputation, in a model of monetary policy", *Journal of Monetary Economics*, 12, pp. 101-120.
- [2] **Cadoret I., Benjammin C., Martin F.,Herrard N., Tanguy S.**(2004) : *Econométrie appliquée, Méthodes, Applications, Corrigés*, deboeck .
- [3] **Clarida, R., Gali, J., et M. Gertler**(1997) : "Monetary Policy Rules and Macroeconomic Stability : Evidence and some Theory" , manuscript, New York University.
- [4] **Clarida, R., Gali, J., et M. Gertler**(1997) : "Monetary policy rules in practice : some international evidence" , *European Economic Review*, 42, p. 1033-1067.
- [5] **De lucia C., Lucas J.M.**(2007) : "Y a-t-il un océan entre la Fed et la BCE ?", *Conjoncture*, Etudes Economiques, BNP Paribas.
- [6] **Drumetz, F. et A. Verdelhan** (1997) : "Règle de Taylor : Présentation, Applications et Limites" , *Bulletin de la Banque de France*, Banque de France, No 45.
- [7] **Desquilbert J.B, Villieu P.** (1997) : "La délégation de la politique monétaire à une banque centrale indépendante peut-elle être contre-productive? Une illustration en économie ouverte " , *Document de Recherche*, Laboratoire d'Economie d'Orléans, N0. 15-96/4/MM.
- [8] **Estrella et Mishkin** (1997) : *Monnaie, Banque et marché financier*,Economica.

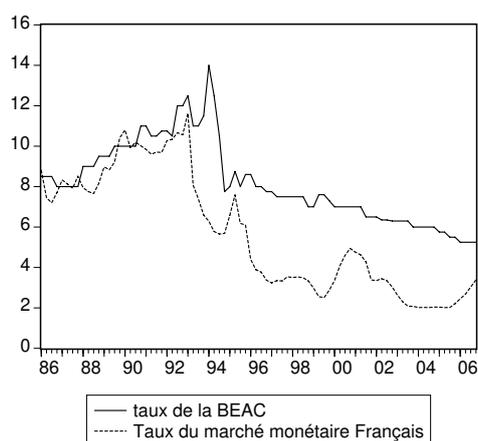
- [9] **Frank Martin** (2000) : "Structure par termes des taux d'intérêts, règles monétaires et identification des chocs d'activité", *Document de Recherche*, Université de Rennes.
- [10] **Gerlach-Kristen P.**(2003) : " Interest rate reaction functions and the Taylor rule in the euro area ", BCE, *Working paper*, n°258.
- [11] **Huang A., Margaritis D., Mayes D.**(2001) : " Monetary policy rules in practice : Evidence from New Zealand ", *Bank of Finland discussion papers* n°18,
- [12] **Huchet M.**(2003) : " Fonctions de réaction des banques centrales européennes et convergence " *L'Actualité économique*, vol. 79, n° 3, pp. 297-326.
- [13] **Hurlin C.**(2005) : *Méthode des Moments*, Documents et Supports 2006-2007, Université d'Orléans.
- [14] **Johansen S.**(1991) : "Estimation and Hypothesis Testing of Cointegrating Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models" , *Econometrica*,No 59 : 1551-1580.
- [15] **Judd J.P., Rudebush, G.D.**(1998) : "Taylor's rule and the Fed : 1970-1997" , *FRB of San Francisco Economic Review* , No.3 p. 3-16.
- [16] **Kamgna S.Y., Ndambedia H.** (2008) : "Excess liquidity and monetary policy effectiveness : The case of CEMAC countries", MPRA Paper No. 9599
- [17] **Kamgna** (2008) : "Présentation du comité de politique monétaire de la Banque des Etats de l'Afrique Centrale" , *Document de travail interne*, BEAC.
- [18] **Kyland F., Prescott E.**(1977) : "Rules Rather Than Discretion : the Inconsistency of Optimal Plans" , *Journal of Political Economy*, vol. 85, pp. 473-491
- [19] **Mc Callum Benett**(1997) : "Issues in the design of monetary rules" , *NBER Working Paper*, No 6016.
- [20] **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.
- [21] **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.
- [22] **Orphanides A.** (2003) : "Historical Monetary Policy Analysis and the Taylor Rule",*Journal of Monetary Economics*,pp. 983-1022.
- [23] **Orphanides A.**(2007) : " Taylor Rules " , Board of Governors of the Federal Reserve System
- [24] **Pollin J.P** (2005) : "Théorie de la politique monétaire, esquisse d'une refondation" ,*Revue économique*, vol. 56, N° 3, p. 507-540.

- [25] **Sibi F.** (2002) : "Règle de Taylor et application à la zone-euro", *Thèse de doctorat*, Université Paris I Panthéon Sorbonne et CNRS, Paris
- [26] **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.
- [27] **Svensson L.** (1997) : "Inflation forecast targetting : Implementation and monetary inflation targets", *European Economic Review* No 41,pp. 1111-1146.
- [28] **Svensson L.** (1999) : "Inflation targetting as monetary policy rule", *Journal of Monetary Economics* No 43,pp. 607-654.
- [29] **Svensson L.** (2002) : "What is wrong with Taylor rules ? Using judgment in monetary policy through targetting rules",*NBER Working Paper* No 9421.
- [30] **Svensson L.** (2003) : "Implementing optimal policy trough inflation targetting"  
*NBER Working Paper* No 6545.
- [31] **Taylor J.B.**(1993) : "Discretion versus policy rules in practice", *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 39, pp. 195-294.
- [32] **Taylor J.B.**(1998) : "The robustness and efficiency of monetary policy rules as guidelines for interest rate setting by the European central bank" , *Notes d'Information et Statistiques, Seminar Paper*, No 69.
- [33] **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.
- [34] **Verdelhan, A.** (1999) : "Taux de Taylor et Taux de Marché de la zone euro" , *Bulletin de la Banque de France*, no.61.

## A ANNEXES

**Tableau 5:** Test de restriction de wald sur les coefficients du modèle forward

Test de wald : $H_0 : \theta_\pi = 1.5, \theta_y = 0.5$			
équations	Forward de base	avec $M_2$	avec $M_2$ et $\Delta_{int}$
Chi-square	25.44599	96.91107	0.772625
df	2	2	2
probability	0.0000	0.0000	0.6796

**Graphique 5:** Taux d'intérêt de la BEAC et taux français

Source : IFS et BEAC