

Les règles de politique monétaire dans les pays de la CEDEAO

SIRI Alain

E-mail : alain.siri@univ-ouaga.bf ou sirialain@yahoo.fr

Tel (Pers): (226) 70 26 42 09

Tel (Bureau) : (226) 50 33 16 36/ Fax : (226) 50 31 55 49

Document de travail, mai 2012

ABSTRACT

This paper analyzes the monetary policy of the Central Banks of Ghana, Nigeria and WAEMU. Interest rates policy rules have been estimated. Despite the declared use of indirect monetary policy management, the empirical evidence suggests that Ghana and Nigeria monetary policy are not consistent with the monetary policy rule according to the original Taylor formula or to its adjusted variants. The robustness test carried out using different measurements of inflation, output gap, and methods of estimation have not allowed improving significantly the results of our first regressions. Interest rates weakly react to the variations of inflation and output gap. In the case of WAEMU, the central bank seems to apply a Taylor rule adjusted by the interest rate of France

1. Introduction

Depuis la relance du processus d'intégration monétaire à l'échelle de la CEDEAO, le 21 avril¹, 2000 l'intérêt de la recherche s'est porté sur l'examen de l'adéquation d'une union monétaire entre les pays membres de la Communauté (Benassy et Coupet (2003), Itsede (2002), Tella (2002), Addison et al (2005)), sur la forme de la coopération monétaire à mettre en place (Masson et Patillon (2001)) et sur l'analyse de la convergence des économies des pays candidats à l'Union monétaire (Ukpong (2002), Nnanna (2002)).

Une perspective différente est adoptée dans cette recherche qui examine les stratégies monétaires des pays de la CEDEAO, engagés dans un processus d'intégration monétaire. L'examen des politiques monétaires permet d'analyser leurs similarités et leurs dissemblances et de formuler ensuite des recommandations quant à une meilleure coordination des politiques monétaires des pays.

Le rapport est organisé de la manière suivante. La section 2 présente le débat théorique que soulève la question de recherche. La section 3, donne un aperçu des politiques monétaires en vigueur au Nigeria, au Ghana et au sein de l'UEMOA. Cette présentation est suivie de l'exposé de l'objectif spécifique de la recherche. La section 4 expose de la méthodologie de recherche. La section 5 présente les résultats de l'analyse. La section 6 conclut.

2. Revue de la littérature sur les stratégies monétaires

Le choix de la meilleure stratégie de régulation monétaire de l'économie a longtemps demeuré – et demeure encore – parmi les préoccupations de la politique économique. Il a d'abord suscité d'un débat au sujet du régime de politique monétaire approprié pour assurer l'ancrage nominal de l'économie. Le fameux débat *règle* contre *discretion* a débouché au milieu des années 1980 sur la littérature sur l'incohérence temporelle de la politique monétaire. Cette littérature a servi à montrer que l'arbitrage entre inflation et activité à travers

¹ A cette date, six pays d'Afrique de l'ouest non membres de l'Union Economique et Monétaire Ouest Africaine (UEMOA) ont déclaré à Accra au Ghana leur intention de conclure une union monétaire à l'horizon 2003, avant d'étendre celle-ci aux pays de l'UEMOA en 2005 et faire ainsi coïncider les frontières de la zone monétaire avec celles de la CEDEAO. Il s'agit du Cap-Vert, de la Gambie, du Ghana, de la Guinée, du Nigeria et de la Sierra Leone

une règle de politique monétaire conduisait à une dérive systématique des prix ; c'est-à-dire à un biais inflationniste (Baro et Gordon (1983)). Le principe du banquier central conservateur de Rogoff (1985) est un essai de formulation des conditions institutionnelles sous lesquelles la politique monétaire pouvait corriger le biais inflationniste, et assurer ainsi l'ancrage nominal de l'économie.

Ensuite, les recherches sur les règles de taux d'intérêt qui ont suivi les travaux de Taylor (1993) ont posé la question de l'efficacité de la régulation monétaire de l'économie autrement. Elles ont accordé davantage d'importance aux instruments de politique monétaire et aux variables pouvant être prises comme cibles et dont les fluctuations devraient commander l'ajustement des instruments de la politique monétaire.

Au sujet du choix de la cible de la politique monétaire, Taylor (2000) indique qu'il y a désormais un choix à opérer entre ciblage du taux de change et ciblage de l'inflation en raison du fait que le ciblage d'agrégats monétaires est rendu délicat du fait des instabilités enregistrées sur les demandes de monnaie, sur les multiplicateurs de crédits et sur les mesures de vitesses de la monnaie. A ce sujet, Mishkin et Posen (1997), Svensson (1999) présentent des points de vue similaires.

Que se soit en régime de ciblage de l'inflation ou de taux de change, l'efficacité de la politique monétaire dépend des instruments utilisés, du cadre institutionnel de gestion de la politique monétaire et des paramètres relevant du secteur financier et du marché du travail (Barth (2001)).

Mis à part les instruments de gestion directe de la monétaire qui sont utilisés en régime discrétionnaire, en régime de gestion codifiée (réglementée), les instruments dont dispose le régulateur sont soit le taux d'intérêt de court terme, soit la base monétaire. Le recours à une politique de taux est perçu comme étant plus transparente qu'une politique de contrôle de la base monétaire, un indicateur calculé par la banque centrale, peu connu des agents. Elle peut être difficilement intégrée par ceux-ci dans les anticipations d'inflation. De plus, la base monétaire peut devenir un instrument peu opérationnel si la vitesse de la monnaie est instable (Alexander (1995), Mishkin et al (1997), Svensson (1999)).

Le taux d'intérêt de court terme peut quant à lui être inapproprié dans la régulation monétaire de l'économie en période de déflation (Ito (2005)) ou d'hyperinflation. Instrumentaliser la base monétaire pour contrôler l'inflation d'origine monétaire peut se révéler supérieur à la politique de taux d'intérêt en cas de corrélation forte et stable entre l'agrégat monétaire et l'inflation (Batini (2003a)). L'instrumentalisation de la base monétaire fait l'objet d'une forte divergence de point de vue entre McCallum (1988) et Judd et Motley (1992) qui estiment que cette politique est dommageable à la stabilité des taux d'intérêt. Judd et Motley (1992) lui préfèrent la politique de taux intérêt.

Du point de vue des cibles qui commandent les variations de la base monétaire ou du taux d'intérêt de court terme, l'écart d'activité, d'inflation observé, l'inflation anticipée, la masse monétaire, le taux de change font partie des variables couramment cités dans la littérature (Barth (2001)).

Dans la mesure où l'objectif de toute politique monétaire est la stabilité des prix de long terme, la question se pose de savoir s'il est plus efficace pour parvenir à la stabilisation de l'économie de prendre comme cible, l'inflation anticipée plutôt que de recourir aux trois autres cibles (écart d'activité et écart d'inflation observés, taux de change), comme objectifs intermédiaires de la politique monétaire. C'est le débat qui oppose partisans des règles d'instruments et défenseurs des règles de ciblage de l'inflation anticipée.

Le ciblage de l'inflation anticipée qui suppose une flexibilité du taux de change peut se révéler inefficace pour la stabilisation conjoncturelle de l'économie en présence d'un fort coefficient de dépendance entre l'inflation et le taux de change (Ball (1999)). En appui à cette thèse de la faiblesse du ciblage de l'inflation comme stratégie de régulation monétaire pour les pays à économie ouverte, Parrado (2005) présente des arguments en faveur du contrôle du taux de change lorsque l'économie est sous l'influence majeure de chocs de demande. Cela semble être le cas pour les économies des pays de la région qui sont largement ouvertes (cf tableau 2 en annexe n°1). L'efficacité du ciblage de l'inflation dépend aussi d'un certain nombre de paramètres d'ordre institutionnel et matériel.

Au niveau institutionnel, le développement du système financier, la transparence, l'indépendance instrumentale de la banque centrale, et l'absence de dominance fiscale de la

politique monétaire conditionnent la réussite du ciblage de l'inflation (Miskhin (2001), Masson et al (1998)).

Au niveau opérationnel, le ciblage de l'inflation nécessite l'existence de capacité technique de projection de l'inflation, la disponibilité de l'information et la connaissance des mécanismes de transmission de la politique monétaire (Miskhin et al (1997), Masson et al (1998)). La faiblesse de l'incidence des aléas «climatiques» sur la dynamique de l'économie est un facteur supplémentaire de réussite du ciblage. Les contraintes d'ordre opérationnel ne sont pas pour autant des obstacles insurmontables pour la pratique du ciblage de l'inflation. En revanche, la forte dépendance de la production aux aléas climatiques dans la région peut constituer un défi majeur à l'application du ciblage de l'inflation. Si l'on tient compte de l'influence du climat sur l'économie, la plupart des pays de la CEDEAO ne seraient pas des économies appropriées pour le ciblage de l'inflation.

En se limitant aux règles d'instruments, les stratégies pour parvenir à l'ancrage nominal et à une stabilisation efficace de l'économie sont nombreuses. Le problème qu'il faut traiter alors est celui de l'identification des variables que les instruments de politique monétaire des pays ont ciblé pour parvenir à stabiliser leur économie.

3. Les tendances des politiques monétaires des pays

L'analyse porte sur les trois plus grandes économies de la région (Nigeria, UEMOA dans son ensemble et Ghana). Les trois pays ainsi considérés ont tous engagé des réformes monétaires depuis la fin des années 1980 en vue de renforcer l'efficacité de leur politique monétaire. Les réformes ont visées d'abord à libéraliser le marché monétaire des pays, puis à accroître l'autonomie des banques centrales vis-à-vis des trésors publics dans les choix des objectifs de politiques et des instruments de gestion de la monnaie.

L'objectif principal de la politique monétaire conduite par la BCEAO est la stabilité des prix et la préservation de la valeur interne et externe de la monnaie. Cette politique a connu depuis la réforme de 1975, une modification notable en octobre 1989, puis un renforcement en octobre 1993 et en juillet 1996. Le nouveau dispositif de gestion monétaire se fonde sur le recours accru aux mécanismes de marché, privilégiant ainsi les méthodes et instruments de régulation indirecte de la liquidité. Il comprend trois volets :

(i) le marché monétaire qui fonctionne par voie d'appel d'offres, avec un système d'adjudication pour les injections ou reprises de liquidités, (ii) les procédures permanentes de refinancement notamment celle de la pension et du réescompte, mise en œuvre à l'intention exclusive des établissements de crédits et, (iii) le système de réserves obligatoires. Plus précisément, les innovations portent sur le remaniement de la grille des taux directeurs de la BCEAO, avec l'instauration d'un taux de prise en pension dont l'évolution est adaptée à celle du taux du marché monétaire en appui au taux d'escompte et au taux du marché monétaire.

Comme dans la zone UEMOA, la deuxième moitié des années 1980 et les années 1990 sont marquées au Ghana et au Nigeria par d'importantes réformes monétaires et financières. Ainsi, en 1986, on note au Ghana et au Nigeria une évolution vers une plus grande flexibilité du taux de change avec notamment l'ouverture de marchés de change aux enchères. Dans le même temps, les politiques monétaires des deux pays ont connues des orientations plus libérales. En février 1988, le Ghana suspend le contrôle des taux d'intérêts des banques et en 1990, l'obligation qui leur était faite d'accorder des crédits au secteur agricole. En 1987, l'encadrement des taux bancaires est suspendu au Nigeria.

De nos jours, l'objectif principal de la politique monétaire conduite par la Banque Centrale du Nigeria (BCN) s'énonce en ces termes : «Assurer la stabilité des prix et promouvoir le développement de l'économie à travers les politiques actives de la monnaie et du taux de change». Les mêmes préoccupations de stabilisation des prix et de création d'un environnement favorable à la croissance figurent au nombre des missions de la Banque du Ghana (BG).

Du point de vue des cibles de la politique monétaire, les trois banques centrales ont recouru à des cibles d'agrégats monétaires. Elles ont aussi déclarées avoir pris pour cibles d'autres variables telles que l'inflation, le taux de croissance du PIB, le crédit, les réserves de change et le taux de change. La question se pose de savoir quelles variables ont été systématiquement considérées comme cibles, pour ainsi guider l'ajustement des taux d'intérêts des banques centrales.

L'objectif assigné à cette recherche est le suivant:

- Spécifier et estimer les fonctions de réaction des banques centrales schématisant les mécanismes de gestion de la politique monétaire du Nigeria, du Ghana et de l'UEMOA.

4. Méthodologie

4.1 Les faits stylisés

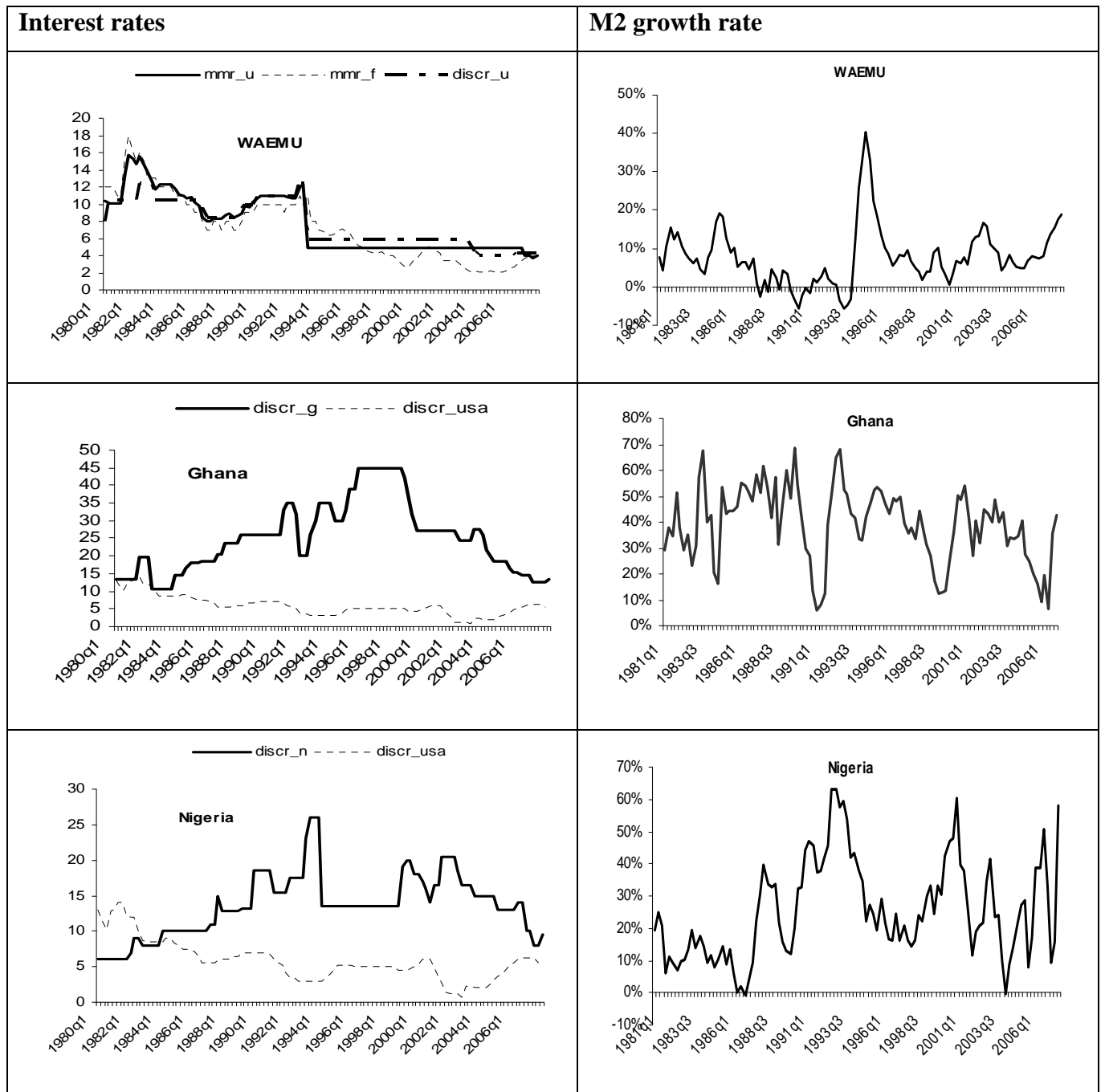
Suite aux réformes monétaires de la seconde moitié des années 1980, les banques centrales des trois pays se sont engagées à recourir aux instruments indirects de gestion de la monnaie, basés sur l'ajustement des taux d'intérêts. Ainsi, les taux d'intérêts des banques centrales du Ghana et du Nigeria ont évolué dans deux sens. Entre 1980 et 1993 et entre 1980 et 1997, les banques centrales du Nigeria, respectivement du Ghana ont régulièrement augmenté leurs taux d'intérêts avant de les ajuster à la baisse. C'est ainsi que le taux de réescompte minimum de la banque centrale du Nigeria fut réduit de 26% en 1993 à 7% en 2007. Le taux de réescompte de la banque centrale du Ghana, a lui aussi connu une baisse entre 1997 et 2007 de 46% à 18%.

En ce qui concerne la zone UEMOA, la dynamique des taux d'intérêts est elle aussi marquée par deux régimes. Un régime couvrant la période d'avant la dévaluation du franc CFA. Au cours de cette période, la BCEAO a dû augmenter ses taux d'intérêts directeurs pour faire face aux risques de fuite des capitaux qui se sont manifestés entre 1990 et 1993. La gestion de ce risque a continué de guider la conduite de la politique monétaire après la dévaluation du franc CFA de janvier 1994. Longtemps après cette dévaluation, les décisions de la BCEAO ont surtout visé le maintien de la parité entre le franc C.F.A et le franc français et l'euro par la suite (Ténou, 2002). Toutefois, depuis la dévaluation, l'évolution des taux d'intérêts est marquée par trois phases. La première, de décembre 1994 à octobre 1996, s'est traduite par une série d'ajustement à la baisse des taux d'intérêts de la BCEAO. Le taux d'escompte est passé de 10% à 6,5%. Cette période correspond aussi à la phase de baisse graduelle des taux d'intérêts de la banque de France. Entre octobre 1996 et décembre 2002, en tenant compte de la relative constance des taux d'intérêts français, la BCEAO n'a mouvementé que faiblement ces taux d'intérêts directeurs. Le taux d'escompte a ainsi fluctué dans une bande de 6,5% à 5,75%. A partir de 2003, la BCEAO a commencé à réduire sensiblement ces taux d'intérêts en réaction à la baisse de l'activité économique.

La figure 2 présente l'évolution des taux d'intérêts des banques centrales étudiées. Pour les besoins de comparaison, les taux d'escompte de la banque de France et de la Réserve Fédérale sont aussi présentés. Les taux d'intérêts de la BCEAO reflètent assez bien ceux de la Banque de France, alors que ceux de la BCN et de la BG se détachent nettement du taux d'escompte de la Réserve Fédérale des Etats-Unis.

D'autres variables sont également importantes dans la conduite de la politique monétaire des trois banques centrales. Il s'agit du taux de croissance annuel de la masse monétaire. Concernant la variation de la masse monétaire, une cible de 4,5% est admise par la BCEAO. Pour les banques centrales du Ghana et du Nigeria, cette cible, bien qu'elle varie par an, est de 14% environ. La figure 1 permet de s'apercevoir que tout le long de la période étudiée, la croissance de masse monétaire (M2) a systématiquement dévié sa cible.

Figure n°1: Interest rates, and M2 growth rate, quarter over quarter (-4)



4.2 Le modèle

La règle de Taylor (1993), dans sa forme générale, peut s'écrire comme suit (Kozicki, 1999) :

$$i_t = \rho i_{t-1} + (1 - \rho)(r - \alpha \pi_{cible}) + (1 - \rho)(1 + \alpha)\pi_t + (1 - \rho)\beta(y_t - y_t^*) \quad (1)$$

i = taux d'intérêt nominal de court terme;

r = taux d'intérêt réel d'équilibre ;

π_t = taux d'inflation courant ;

π_{cible} = taux d'inflation cible ;

$y - y^*$ = gap de production ou l'écart entre le PIB réel (y) et le PIB réel potentiel (y^*) ;

α et β sont respectivement les coefficients de pondération du gap d'inflation et du gap de production.

ρ est le paramètre mesurant le degré de lissage du taux d'intérêt. Sa valeur est comprise entre 0 et 1.

L'équation (1) fait dépendre le taux d'intérêt des informations disponibles à la date t . Elle ne tient donc pas compte des anticipations d'inflation. Cette forme de spécification de la règle de Taylor est désignée dans la littérature par le concept de «*backward looking rule*» (Haldane et Batini, 1999).

Sachs (1996) a proposé de reformuler la règle de Taylor en y intégrant l'inflation anticipée en lieu et place de l'inflation courante. Dès lors, l'équation (1) peut être réécrite de la façon suivante :

$$i_t = \rho i_{t-1} + (1 - \rho)(r - \alpha \pi_{cible}) + (1 - \rho)(1 + \alpha)E(\pi_{t,j} | \Omega_t) + (1 - \rho)\beta(y_t - y_t^*) \quad (2)$$

E est l'opérateur d'espérance mathématique ; j est la période ou l'horizon pour laquelle le taux d'inflation est anticipé. Ω_t représente l'ensemble des informations disponibles à la date t . La spécification de la fonction de réaction de la banque centrale avec anticipation du taux d'inflation est désignée dans la littérature sous le concept de «*forward looking rule*» (Taylor, 1999).

Dans le cas des Etats Unis pour lesquels Taylor a initialement établi la règle de taux d'intérêt, il suppose implicitement que le degré de lissage est égal à 0. En d'autres termes, la fixation du taux d'intérêt de court terme pour une période donnée ne prend pas en compte sa

valeur passée. Sur cette base, la règle théorique de Taylor pour les Etats Unis, sans anticipation du taux d'inflation, s'écrit :

$$i_t = (r - \alpha\pi_{cible}) + (1 + \alpha)\pi_t + \beta(y_t - y_t^*) \quad (3)$$

Une valeur élevée du coefficient d'ajustement de l'écart d'inflation, α , implique une réaction relativement rapide du taux d'intérêt à l'écart entre le niveau anticipé de l'inflation et sa valeur cible. De même, un niveau élevé de β , signifie que le taux d'intérêt de court terme est très sensible au gap de production.

Taylor suppose que la Banque centrale réagit de façon équivalente à l'écart du taux d'inflation et au gap de production. Il attribue aux paramètres α et β la même valeur de 0,5. Il admet, en outre, que les valeurs du taux d'intérêt réel et de l'inflation cible sont des constantes :
 $r = \pi_{cible} = 2$.

La règle de Taylor est alors définie comme une règle de politique monétaire reliant mécaniquement le niveau du taux d'intérêt à court terme contrôlé par la banque centrale à l'inflation et à l'écart de production (Verdelhan, 1998). S'agissant ici de pays à économie largement ouverte, la stabilité du taux de change peut être un objectif majeur de la politique monétaire (Richard H. Clarida (2001).

S'agissant de la possibilité de modifier la règle de Taylor en y ajoutant d'autres variables, Levin et al (1999) ont montré, sur des données américaines trimestrielles de 1980-1996, que la spécification simple de la règle de Taylor avec le taux d'intérêt retardé, le gap de production et l'inflation, résume l'essentiel des informations pertinentes pour la détermination du taux des fonds fédéraux. Ils proscrivent les fonctions de réaction complexes dont la robustesse n'est pas avérée dans leur étude. Taylor (1999) aboutit à la même conclusion.

La modélisation retenue de la fonction de réaction s'inspire des travaux de Verdelhan (1998) et de Ténou (2002). Par rapport à Verdelhan, nous tenons compte de variables représentatives de contraintes extérieures à la politique monétaire.

La fonction de réaction de la banque centrale part de l'équation théorique de la règle de Taylor, en supposant une anticipation du taux d'inflation :

$$i_t = (r - \alpha \pi_{cible}) + (1 + \alpha) E(\pi_{t,j} | \Omega_t) + \beta (y_t - y_t^*) \quad (4)$$

Cette équation ne prend en considération que le gap de production et le taux d'inflation anticipée. Elle est souvent considérée comme une équation de référence (*benchmark rule*). L'inflation anticipée peut être décrite comme une équation d'ajustement partiel du taux d'inflation passé :

$$E(\pi_{t,j} | \Omega_t) = \mu \pi_{t-1} + (1 - \mu) \pi_{cible} \quad (5)$$

μ est un paramètre mesurant la crédibilité de l'objectif d'inflation. L'équation (5) signifie que les agents économiques anticipent que l'inflation future est une moyenne pondérée de l'objectif d'inflation du gouvernement et de l'inflation passée. μ peut prendre deux valeurs extrêmes : 0 et 1.

Une valeur de $\mu = 0$ signifie que l'objectif d'inflation, explicite ou implicite, est crédible. Dans ce cas, l'équation (5) s'écrit :

$$E(\pi_{t,j} | \Omega_t) = \pi_{cible} \quad (6)$$

A contrario, une valeur de $\mu = 1$ implique que l'objectif d'inflation n'est pas crédible ($\mu = 1$). L'équation (5) s'écrit dans ce cas :

$$E(\pi_{t,j} | \Omega_t) = \pi_{t-1} \quad (7)$$

En admettant que les agents économiques sont convaincus de la capacité des autorités monétaires à limiter l'inflation à son niveau objectif, on peut écrire, $\mu = 0$ et $E(\pi_{t,j} | \Omega_t) = \pi_{cible}$. En d'autres termes, l'inflation anticipée est égale à l'objectif d'inflation.

En remplaçant $E(\pi_{t,j} | \Omega_t)$ par sa valeur dans l'équation (4), on obtient :

$$i_t = (r + \pi_{cible}) + (y_t - y_t^*) \quad (8)$$

Taylor (1999) suggère que chaque économie, en fonction de sa structure, dispose d'un panier de règles, l'objectif principal étant d'apprendre à utiliser des règles. Ainsi, s'agissant de la Banque d'Ouganda, Abuka et al (1998) incluent dans l'équation de Taylor, le taux de change effectif réel pour apprécier l'impact de la compétitivité sur le taux d'intérêt.

En tenant compte du régime de change fixe entre le franc CFA et franc français (et subséquemment l'euro), on peut s'attendre à ce que la BCEAO réagisse aux variations des taux d'intérêts de la banque centrale de France (de la Banque centrale européenne). En effet, une baisse des taux d'intérêts de la BCEAO en dessous de ceux de la Banque centrale de France conduira à une baisse des réserves de change. De ce fait, nous avons inclus dans la modélisation empirique, la différence de taux d'intérêt des deux banques centrales comme variable explicative des mouvements du taux d'intérêt de la BCEAO.

Le différentiel d'inflation entre l'UEMOA et la France représente une variable pertinent dans l'évolution du taux d'intérêt de la BCEAO. Cette hypothèse est plausible eu égard à la parité du taux de change. En effet, du fait de la parité du taux de change, le taux d'inflation de l'UEMOA ne saurait s'écarter durablement de celui de France.

L'objectif de stabilité du taux de change n'est pas à exclure formellement pour les banques centrales du Nigeria et du Ghana. On peut penser que les deux banques centrales ciblent le cours d'une devise comme le dollar américain. D'autres variables peuvent avoir été choisies comme cibles par ces deux banques centrales. Il s'agit par exemple du crédit, des réserves de changes, de la masse monétaire.

En considérant l'hypothèse d'une réactivité de la Banque centrale aux taux d'intérêts étrangers, on peut retenir la spécification suivante de l'équation (8) :

$$i_t = (r + \pi_{cible}) + \beta(y_t - y_t^*) + \gamma d \text{int}_t + \lambda(\pi_t - \pi_{cible}) \quad (9)$$

Si on admet que la banque centrale ajuste graduellement le taux d'intérêt, la fonction de réaction est décrite par l'équation suivante :

$$i_t = \rho i_{t-1} + (1 - \rho)(r + \pi_{cible}) + (1 - \rho)\beta(y_t - y_t^*) + (1 - \rho)\gamma d \text{int}_t + (1 - \rho)\lambda(\pi_t - \pi_{cible}) \quad (10)$$

$d \text{int}_t$ = représente le différentiel de taux d'intérêt entre le pays étranger et le pays étudié. β, γ, λ sont des paramètres positifs. ρ étant le coefficient de lissage du taux d'intérêt.

En tenant compte de l'hypothèse selon laquelle, la Banque Centrale cible d'autres variables en plus des écarts d'activité et d'inflation, on peut spécifier de la manière suivante la fonction de réaction de la banque centrale :

$$i_t = \rho i_{t-1} + (1 - \rho)(r + \alpha \pi_{cible}) + (1 - \rho)(1 + \alpha)\pi_t + (1 - \rho)\beta(y_t - y_t^*) + (1 - \rho)\gamma_1 x_t \quad (11)$$

x_t est la mesure du taux de change ou du crédit à l'économie ou au secteur privé, des réserves de changes. γ_1 est le coefficient de réactivité du taux d'intérêt à la variable x . Dans la mesure ou la gestion monétaire au Nigeria a reposé sur le ciblage de la masse monétaire, le terme x_t peut aussi être représentatif d'une mesure du crédit ou d'un agrégat de la monnaie. L'existence d'une cible de réserves de change en terme de mois d'importation dans le cadre du Programme d'intégration monétaire Ouest africaine justifie quant à elle, la prise en compte de la variable dans l'ajustement des taux d'intérêts. x_t peut donc être une mesure des réserves de change ou des affaires extérieures.

A titre d'exemple pour l'estimation, l'équation n°10, la formule réduite de l'équation s'écrit de la manière suivante :

$$i_t = c + c(1) * i_{t-1} + c(2) * (y_t - y_t^*) + c(3) * d \text{int}_t + c(4) * (\pi_t - \pi_{cible}) \quad (12)$$

$$\text{avec } c = (1 - \rho)(r + \pi_{cible})$$

Afin de tenir compte de la disponibilité des informations à la date t , il convient de retarder les

Variables explicative de la fonction de réaction $(\pi_t - \pi_{cible})$, $(y_t - y_t^*)$ et $d \text{ int}$. L'équation 12 devient alors :

$$i_t = c + c(1) * i_{t-1} + c(2) * (y_{t-1} - y_{t-1}^*) + c(3) * d \text{ int}_{t-1} + c(4) * (\pi_{t-1} - \pi_{cible}) \quad (13)$$

Sous cette forme, la fonction de réaction définie pour la BCEAO est une règle d'instrument explicite.

$$\text{Avec : } \lambda = \frac{c(4)}{1 - c(1)} ; \quad \beta = \frac{c(2)}{1 - c(1)} ; \quad r = \frac{c}{1 - c(1)} - \pi_{cible} \text{ et } \gamma = \frac{c(3)}{1 - c(1)}$$

La valeur π_{cible} est déterminée en dehors du modèle. Celle du taux d'intérêt réel d'équilibre r est soit déduite, soit calculée en dehors du modèle.

4.2 Problèmes de mesure des variables requises pour le calcul de la règle de Taylor

La règle de Taylor telle que décrite par l'équation (1) fait intervenir trois variables : le taux d'intérêt réel d'équilibre, le gap d'inflation et le gap de production.

Taux d'intérêt d'équilibre : Le calcul du taux d'intérêt réel d'équilibre est assez complexe. Drumetz et Verdelhan (1997) ont retenu un taux de 3,5 % comme préconisé par Sachs (1996) pour les pays du G7. Mais l'approche habituellement retenue dans les travaux consiste à considérer que le taux d'intérêt réel d'équilibre est égal à la moyenne de l'écart entre le taux d'intérêt nominal et le taux d'inflation durant la période étudiée (Kozicki, 1999 ; Smets, 1998). Il est aussi possible de fixer a priori la cible d'inflation et d'en déduire le taux d'intérêt réel d'équilibre (Verdelhan, 1999).

Ecart d'inflation : L'écart d'inflation est défini comme l'écart du taux d'inflation anticipé par rapport à l'objectif d'inflation. Ce taux d'inflation cible est le niveau du taux d'inflation défini par les autorités monétaires et/ou par les autorités de l'Etat. Toutefois, dans la mesure où le ciblage de l'inflation dans la plupart des Banques centrales n'a commencé que dans les années 90, les études empiriques ont généralement retenu pour cible d'inflation soit la dernière valeur cible connue, soit la moyenne du taux d'inflation de la période étudiée. Cette dernière option

repose sur l'hypothèse selon laquelle les banques centrales ont pour objectif la stabilisation du taux d'inflation autour de sa moyenne. Certaines études utilisent l'inflation sous-jacente ; c'est-à-dire l'inflation d'origine monétaire.

Ecart d'activité ou gap de production : C'est l'écart entre la production observée et la production potentielle. Différentes méthodes sont employées dans la littérature pour mesurer le niveau potentiel de production, qui est une variable inobservable. Les filtres HP et les tendances polynomiales (quadratique ou cubique) sont couramment utilisés dans la littérature empirique consacrée à l'étude des fonctions de réaction des banques centrales (Tenou (2002)). Mésonnier et al. (2004) ont quant à eux utilisé un PIB potentiel estimé par un modèle à composantes inobservables (filtre de Kalman) pour la détermination d'une fonction de réaction de type Taylor. Le recours au filtre de Kalman suppose d'estimer un modèle structurel pour extraire la tendance du PIB. Une telle approche serait lourde à utiliser dans cette étude.

Choix de la période d'estimation : Les périodes d'estimation retenues couvrent la période allant du début de la libéralisation des marchés monétaires des pays à 2007.

4.3 Quelques résultats empiriques de l'estimation de la règle de Taylor

Initialement estimée sur la base de données trimestrielles américaines portant sur la période 1987-1992, la règle de Taylor reproduit suffisamment l'évolution du taux des fonds fédéraux sur ladite période. La fonction de réaction telle que définie par Taylor a néanmoins fait l'objet de nombreuses critiques. Celles-ci ont principalement porté sur le choix des coefficients de pondération du gap de production et de l'écart d'inflation pris égaux chacun à un demi point, sur la non prise en compte de la fixation graduelle du taux d'intérêt et sur l'absence des variables pertinentes contribuant à l'explication des variations des taux d'intérêt de la banque centrale. Il s'agit entre autres des termes anticipés, du taux de change, des réserves de changes et du crédit.

Dans le cas de la zone euro, Verdelhan (1998) procède à la détermination d'une fonction de réaction en considérant comme variables explicatives les valeurs contemporaines du taux d'inflation, de l'écart d'activité, et la valeur retardée du taux d'intérêt. Sur la base des données trimestrielles portant sur la période 1979-1997, les résultats obtenus montrent que le taux de

Taylor de la zone euro est tel que le coefficient de sensibilité du taux d'intérêt aux écarts d'inflation et d'activité sont respectivement de 0,3 et 0,6. Le coefficient mesurant le degré de lissage du taux d'intérêt est de 0,76. Isabelle Cadoret et al (2004) estimant sur la période 1988-1998, la règle de Taylor en utilisant des données trimestrielles ont établi que les banques centrales d'Allemagne et de France ont pratiqué des politiques monétaires non conventionnelles. En effet, au cours de la période, la réactivité de la banque centrale d'Allemagne aux écarts d'activité et d'inflation était de 0,12 et de -0,16 respectivement. Dans le même temps, la réactivité de la banque de France à l'écart d'inflation était de 1,38 et de -0,64 pour l'écart d'activité.

S'agissant des pays en développement, et particulièrement des pays africains, il existe quelques études portant sur la vérification de la règle de Taylor. Ainsi, sur la base des données de l'Ouganda, Abuka et al (1998) ont estimé la règle de taux d'intérêt appliquée par la Banque centrale du pays. Ils ont considéré comme variables explicatives en plus de la constante, les gaps de production et d'inflation, obtenu un coefficient de 0,11 pour l'écart d'inflation, soit une valeur relativement faible. S'agissant du gap de production, ils ont obtenu un coefficient de -1,16 ; ce qui est contraire à la théorie. En réestimant l'équation avec la prise en compte de variables du secteur extérieur (variation des réserves internationales, taux de change réel), les résultats obtenus apparaissent relativement meilleurs, sans toutefois permettre une bonne description de l'historique des taux d'intérêt. Des résultats similaires sont obtenus par Okot (2008), sur la base des données trimestrielles Ougandaises allant de 1988 à 2006. Pour l'UEMOA, une estimation de la règle de Taylor a été réalisée par Ténou (2002). Elle a nécessité une adaptation de la règle originale de Taylor. L'adaptation a consisté à substituer l'écart d'inflation par les différentiels d'inflation et de taux d'intérêt entre l'UEMOA et la France. La Banque centrale des pays de l'UEMOA est apparue réagir positivement à l'écart d'activité et aux différentiels de taux d'intérêt et d'inflation. Les résultats des études sont résumés dans le tableau ci-dessous.

Tableau 1 : Estimation de fonction de réaction de Banques Centrales

Variables	Coefficients					
	Zone euro 79 - 97 trim.	Allemagne 88 - 98 trim.	France 90 - 98 trim.	Ouganda 90 - 98 mens.	Ouganda 88 - 06 trim.	UEMOA 91 - 99 trim.
Taux d'intérêt	0,76				0,88	0,76
Inflation	0,3	-0,16	1,38	0,11	0,17	
Activité	0,6	0,12	-0,64	-1,16	-4,2E-05	0,31
Différence intérêt						1,25
Différence inflation						0,95
Exchange rate					14,2	

Sources : Pour la zone euro, Verdelhan (1998), pour l'Allemagne et la France, Isabelle Cadoret et al (2004), pour l'Ouganda, Abuka et al (1998) et Okot (2008) et, pour l'UEMOA, Tenou (2002).

5. Les Résultats

5.1 Les données utilisées et leurs propriétés statistiques

Les données utilisées sont de fréquence trimestrielle et couvrent la période 1980 - 2004.

Les PIB à prix constants utilisés proviennent des statistiques publiées dans la *World Development Indicators (2007)*. Le PIB agrégé de l'UEMOA est mesuré par la somme des PIB à prix constants des pays membres, exceptée la Guinée-Bissau pour laquelle on ne dispose pas de données sur longue période. S'agissant de la production trimestrielle, les données sont obtenues par trimestrialisation des données annuelles sur la base de la méthodologie développée par Golstein et Khan (1976).

Les séries de l'inflation sont mesurées par les variations relatives des indices des prix à la consommation des pays qui proviennent des statistiques financières internationales du FMI. Les taux de change, les masses monétaires, les mesures du crédit et les réserves de change proviennent également des statistiques financières internationales. Pour l'UEMOA, l'inflation est moyenne des taux d'inflation des pays pondérée par le PIB.

Les taux d'escomptes de la Banque de France et de la Réserve Fédérale des Etats Unies ainsi que les taux d'inflation des deux pays, proviennent eux aussi des *statistiques financières internationales* du FMI.

Les tests de racine unitaire effectués, confirment le caractère I(1) des PIB, des indices de prix à la consommation, et des taux de change du Ghana et du Nigeria. Pour l'UEMAO le taux d'intérêt et le taux de change sont apparus stationnaires alors que l'indice des prix et le PIB sont I(1). Les résultats des tests sont présentés dans l'annexe 2. Pour certaines séries, le test d'Andrew et Zivot (1992) qui permet d'identifier de manière endogène les ruptures de tendance des séries et de les intégrer dans la procédure du test a été utilisé en lieu et place du test classique ADF.

5.2 La construction des écarts de production

Quatre écarts de production ont été utilisés dans l'étude. Les deux premiers sont issus du filtre de Hodrick-Prescott (avec des coefficients de lissage des logarithmes du PIB égaux à 7000 et 1600). Les deux dernières mesures de l'écart de production reposent sur l'expression de la production potentielle comme fonction quadratique et cubique du temps. Ces écarts de production sont respectivement notés gap^1 , gap^2 , gap^3 et gap^4 .

5.3 La mesure de l'inflation et la construction des écarts d'inflation

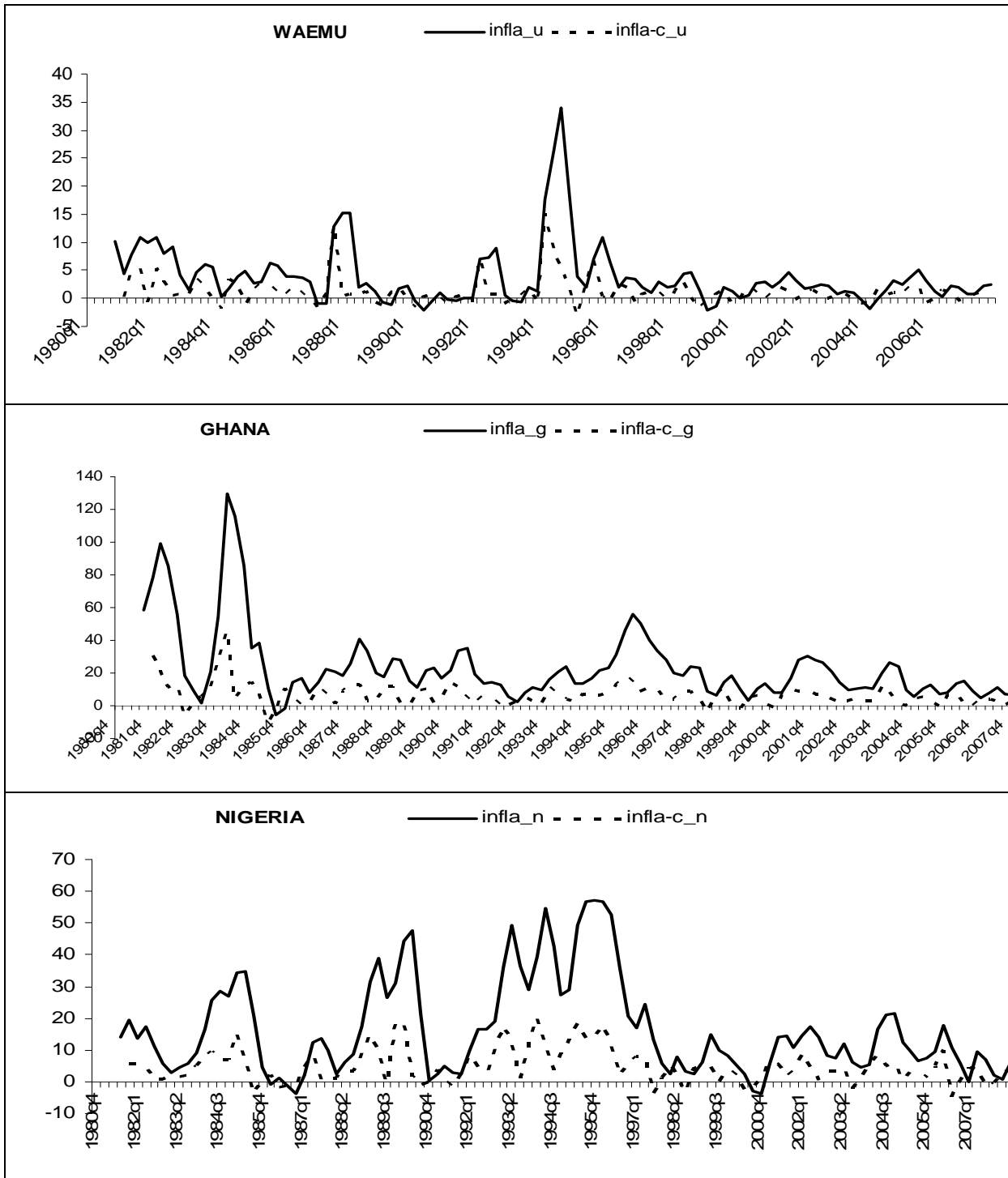
Deux mesures de l'inflation ont été utilisées. Il s'agit de l'inflation et de l'inflation sous-jacente. Bien que les banques centrales des trois pays aient affichés des objectifs explicites d'inflation, depuis les réformes monétaires engagées dans le milieu des années 1990, elles peuvent à l'instar des banques centrales des pays développés poursuivre la maîtrise de l'inflation sous-jacente. En effet, la mesure de l'inflation résultant de l'indice globale des prix à la consommation est soumise, dans le court terme, à des mouvements d'une certaine volatilité. Pour ne pas réagir de manière indue à des variations épisodiques des prix, certaines banques centrales se sont dotées d'une mesure précise de l'inflation sous-jacente ; c'est-à-dire l'inflation corrigée du cycle économique.

Il existe plusieurs méthodes de calcul de l'inflation sous-jacente. Il s'agit notamment des méthodes d'exclusion de facteurs spécifiques, des méthodes de lissage et des méthodes économétriques. L'inflation sous-jacente construite à partir de l'exclusion de facteurs spéciaux est fondée sur l'élimination, d'un sous-ensemble fixe de composantes de l'indice des prix. Celles-ci sont supposées servir de support aux chocs transitoires sur l'inflation. Les

composantes couramment exclues sont, l'alimentation, l'énergie, les produits frais, les impôts et taxes sur les biens et services (Pikbougom (2002)). A l'image de la méthode par élimination de composante, les méthodes statistiques d'estimation de l'inflation structurelle existent et utilisent les distributions des composantes de l'indice des prix à la consommation. En l'absence des distributions de ces composantes, il aurait été difficile d'utiliser ces deux méthodes. Les méthodes de lissages consistent à utiliser un des nombreux filtres disponibles ; allant d'une simple moyenne mobile au filtre de Kalman et à la décomposition de Beveridge et Nelson. La technique est a-économique et la théorie informe peu sur la forme du processus sous-jacent et donc sur le type de filtre à privilégier (Jacquinot (2002)).

Les séries d'inflation sous-jacente des pays ont été calculées selon la méthode économétrique inspirée de Quah et Vahey (1995). Ces derniers exploitent le caractère vertical de la courbe de Phillips à long terme et identifient l'inflation sous-jacente comme la composante de l'inflation n'ayant pas d'effet à long terme sur la production. L'inflation mesurée par la variation relative de l'indice des prix à la consommation a été décomposée en deux parties ; l'une respectant cette neutralité de long terme (l'inflation sous-jacente), l'autre pas (l'inflation de court terme). La neutralité de long terme de l'inflation sur la production a servi de critère d'identification de l'inflation sous-jacente dans les modèles VAR combinant production (PIB), inflation (variation relative de l'indice des prix à la consommation) et termes déterministes (constant, coefficients saisonniers et variables indicatrices de points de rupture des séries de prix et d'activité). Les modèles VAR ont été estimés par MCO. La méthode d'identification permettant cette décomposition de l'inflation est celle de Blanchard et Quah (1989). Les résultats de la décomposition figurent dans les graphiques de la figure n°2.

Figure n°2 : Inflation (infla) and core inflation (infla-c) series



Mesure des écarts d'inflation

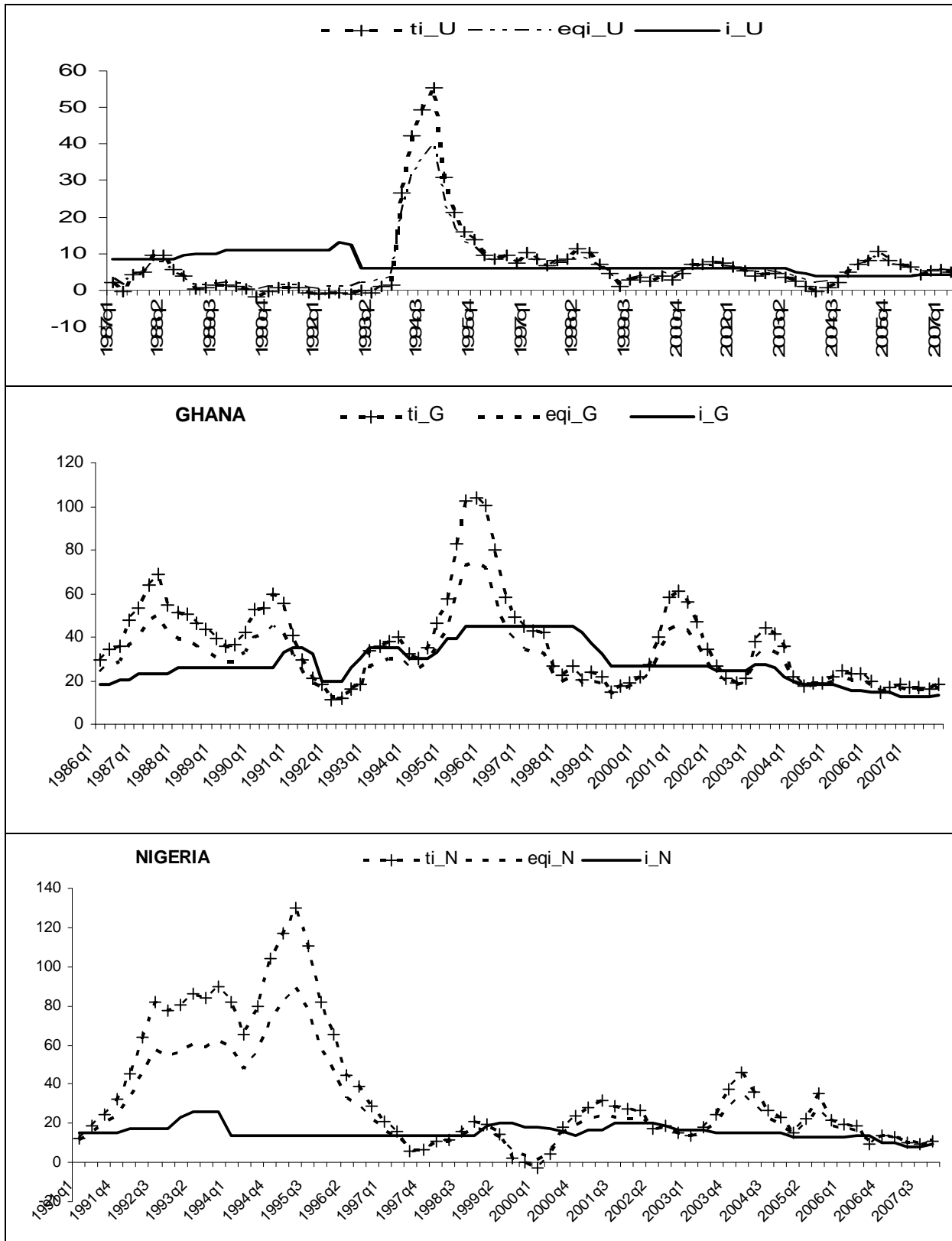
L'écart d'inflation est égal à la différence entre le taux d'inflation observé et une cible 2% dans la fonction de réaction de la BCEAO. Lorsque l'inflation sous-jacente est considérée comme mesure de l'inflation, la cible d'inflation est été fixée égale 0,5% ; c'est-à-dire la valeur moyenne de l'inflation sous-jacente. L'écart d'inflation et l'écart d'inflation sous-jacente sont calculés sur la période 1989 - 2007. En ce qui concerne le Ghana, la cible de taux d'inflation est égale à la moyenne du taux d'inflation entre enregistrée entre 1987 et 1995 (20%) et entre 1996 et 2007 (12%). De la même manière, la cible d'inflation de la banque centrale du Nigeria est une courbe coudée égale à la moyenne du taux l'inflation entre 1991 et 1996 et entre 1997 et 2007. En considérant l'inflation sous-jacente, le cible d'inflation est construite de la même manière en considérant les mêmes sous périodes.

5. 4 L'évaluation par simulation de la conformité des politiques monétaires des pays à la règle de Taylor

L'évaluation de l'adéquation des politiques monétaires des pays à la règle de Taylor a d'abord été faite en référence à la règle stricto sensu, en considérant les différents coefficients affectant les variables de la règle comme données et notamment ceux décrivant la dimension active de la politique monétaire ($\alpha = \beta = 0.5$). L'examen de la conformité à la règle se fait alors par simulations algébriques en comparant les taux courts historiques (TC) aux taux de Taylor simulés (TT) et aux taux d'intérêts d'équilibre (TE).

Le choix de la période de simulation et d'estimation des fonctions de réaction est un arbitrage entre plusieurs contraintes tenant compte essentiellement des dates de libéralisation financière dans les pays, des régimes de politique monétaire et de la pertinence des résultats. Ainsi, pour le Ghana, la période de simulation et d'estimation va de 1987 à 2007 ; c'est-à-dire, du début de la libéralisation des marchés des changes à 2007. Pour l'UEMOA, la période retenue va de 1989 à 2007. Elle couvre ainsi la période allant de la réforme monétaire de 1989 à nos jours. Enfin, pour le Nigeria, la période de simulation retenue va de 1991 à 2007.

Figure n° 3: Taux cours (TC), taux d'équilibre (TE) et taux de Taylor (TT).



Dans l'ensemble, l'adéquation des politiques monétaires à la règle de Taylor semble plutôt médiocre : les écarts entre les taux observés et les simulés sont élevés. Pour le Nigeria, la conformité de la politique monétaire à la règle de Taylor s'améliore avec le temps. On assiste globalement à une convergence des taux courts vers les taux de Taylor. On distingue deux régimes : un régime au cours duquel, les taux courts sont nettement inférieurs aux taux de Taylor et aux taux d'équilibres : les politiques monétaires sont alors clairement accommodantes. A partir du milieu des années 1990, un second régime apparaît dans lequel les politiques monétaires deviennent plus restrictives, les taux courts sont alors proches des taux de Taylor et des taux d'équilibre. Au Ghana, la politique monétaire a été assez accommodante au cours des années 1980. Le reste du temps la Banque centrale du Ghana a appliquée une politique relativement conventionnelle. En zone UEMOA, la BCEAO a quant à elle appliquée tout au long de la période une politique monétaire clairement restrictive. Les taux d'intérêts sont restés nettement plus élevés que le taux de Taylor et le taux d'équilibre.

5. 5 Les résultats des estimations économétriques

5.5.1 Le modèle économétrique

Plusieurs règles de Taylor ont été estimées sur base de données de fréquence trimestrielle et en faisant varier les périodes d'estimation. Seules les meilleures estimations sont ici présentées. La variable dépendante notée (*dir*) est le taux d'escompte de la BCEAO, le taux de réescompte de la Banque du Ghana et le taux de réescompte minimum de la Banque centrale du Nigeria. Les principales variables exogènes sont les suivantes :

- *ecinf* : l'écart entre le taux d'inflation et sa cible. Le taux d'inflation est calculé sur la base de indice des prix à la consommation dont le taux de variation annualisé est considéré;
- *ecinf_c* : l'écart entre l'inflation sous-jacente et sa cible ;
- *gap* : l'écart entre le PIB réel et son niveau potentiel ;
- *exrate* : le taux de change nominal de la monnaie locale contre le dollar des Etats-Unis d'Amérique (valeur de fin de période);
- *nexr* : le taux de change effectif nominal;
- *m1g* : le taux de croissance annualisé de l'agrégat monétaire M1;

- *m2g* : le taux de croissance annualisé de l'agrégat monétaire M2 ;
- *extrateg* : le taux de croissance annualisé de la variable "extrate";
- *nexrg* : le taux de croissance annualisé de la variable "nexr";
- *fassetg* : le taux de croissance annualisé des avoirs extérieurs;
- *cpsg* : le taux de croissance annualisé du crédit au secteur privé;
- D9093 : variable indicatrice utilisée pour capter l'influence de la période 1990-1993 au cours de laquelle, la BCEAO avait accru les taux d'intérêts pour lutter contre les fuites de capitaux à l'orée de la dévaluation du franc CFA. D9093 est fixée égale à 1 entre 1990 et 1993, et égale à 0 ailleurs.
- D96 : variable indicative utilisée pour caractériser la période au cours de laquelle, la banque centrale du Nigeria a entrepris d'ajuster à la baisse ses taux directeurs. Entre 1996 et 2007, D96 est égale à 1 et vaut 0 ailleurs.
- D922953 : variable indicative égale à 1 entre 1992:02 et 1995:03. D922953 est égale à 0 ailleurs et est utilisée pour refléter la forte hausse des taux d'intérêts de la Banque du Ghana au cours de la première moitié des années 1990.

Les valeurs retardées de ces variables sont notées ainsi : $NOM(t-k)$, où le «-k» indique le nombre de retard.

La forme réduite de l'équation (1) s'écrit de la manière suivante :

$$dir_t = c + c_1 * dir_{t-1} + c_2 * ecinf_{t-k} + c_3 * gap_{t-1} + \varepsilon_t \quad (13)$$

où $c = (1 - \rho)(r - \alpha\pi_{target})$; $c_1 = \rho$; $c_2 = (1 - \rho)(1 + \alpha)$; $c_3 = (1 - \rho)\beta$.

5.5.2 Les résultats économétriques

L'équation n°1 a été estimée en utilisant alternativement comme estimateur l'écart d'inflation (*ecinf*) et l'écart d'inflation sous-jacente (*ecinf*_c). Le tableau n°2 présente les estimateurs des issues des meilleures régressions :

Tableau n°2: Résultats des estimation par les MCO de l'équation n°1

Estimates	Ghana (1)	Ghana (2)	Nigeria (1)	Nigeria (2)	Nigeria (3)	Waemu (1)	Waemu (2)
<i>C</i>	1.58**	0.53ns	2.7***	2.4***	2.7***	0.98***	0.96***
<i>Dir(-1)</i>	0.89***	0.93***	0.80***	0.83***	0.8***	0.82***	0.82***
<i>Ecinf</i>	0.08***		0.04***		0.04***	0.03*	
<i>Ecinfc</i>		0.13*		0.07**			0.04ns
<i>Gap</i>			-0.05ns	-0.04ns		0.20***	0.16***
<i>Gap(-1)</i>					0.01ns		
<i>Gap(-2)</i>	-0.65ns	-1.8**					
<i>D9093</i>						1.1****	1.02***
<i>D922953</i>	2.23***	2.4***					
<i>D96</i>			-3.6***	-2.2***	-3.4***		
<i>AR(1)</i>	0.22**						
<i>R2A</i>	0.94	0.95	0.75	0.73	0.75	0.91	0.91
<i>F-stat</i>	314.09	203.3	67.47	59.9	67.2	233.5	228.6
<i>DW</i>	2.04	1.9	1.83	1.8	1.83	1.72	1.72
<i>Ljunk Box Q stat</i>			3.48	5.96	3.9	4.99	9.2

*** significatif à 1%, significatif à 5%, significatif à 10%*, ns : non significatif.

L'estimation des fonctions de reaction des banques centrales des pays a été faite en incluant le terme retardé du taux d'intérêt. Le coefficient du taux d'intérêt retardé (ρ) a été trouvé significatif et de taille élevée ($\rho \in [0.80; 0.93]$). La taille ainsi élevée du taux d'intérêt retardé signifie que les banques centrales étudiées ajustent graduellement leurs taux directeurs dans le cadre de l'exercice de la politique monétaire. Toutes les équations estimées confirment l'influence positive de l'inflation sur la dynamique des taux d'intérêts directeurs

des banques centrales des pays. Cette influence de l'inflation sur les taux d'intérêts bien que faible, s'accorde avec les objectifs de politique affichés par les banques centrales.

L'écart d'activité apparaît influencer uniquement l'ajustement des taux d'intérêts de la BCEAO. En effet, le coefficient de l'écart d'activité est négatif et non significatif dans les fonctions de réaction des banques centrales du Ghana et du Nigeria. En dépit de cette relation surprenante entre l'écart d'activité et les taux d'intérêts, les propriétés statistiques des équations estimées sont apparues satisfaisantes. Le test standard Ljung-Box effectué, révèle l'absence d'autocorrélation des résidus.

La prise en compte de l'écart d'inflation sous-jacente comme régresseur dans l'estimation des fonctions de réaction accroît la réactivité de la banque centrale à l'inflation, mais détériore la qualité statistique des estimations des fonctions de réaction de la Banque du Ghana et de la BCEAO. En effet, la constante et le terme d'inflation perdent leur significativité dans les fonctions de réaction des deux Banques. L'écart d'activité demeure toujours non significatif dans la fonction de réaction de la BG et est négatif dans celle de la BCN.

Le signe négatif de l'écart d'activité dans les fonctions de réaction des banques centrales du Ghana et du Nigeria peut résulter de la mesure même de l'écart d'activité. Afin de vérifier cette éventualité, les écarts d'activité (gap2, gap3, gap4) définis plus haut ont été alternativement utilisés dans différentes régressions. Les résultats de ces régressions présentés dans le tableau n°2 ne diffèrent guère de ceux des premières. Les trois banques centrales réagissent positivement mais faiblement aux variations du taux d'inflation. La constante et le taux d'intérêt retardé apparaissent significatifs dans les fonctions de réactions. Excepté la BCEAO, les trois mesures alternatives de l'écart d'activité sont apparues à nouveau non significatives dans les régressions des fonctions de réaction de la BG et de la BCN. On note toutefois que lorsque l'écart d'activité gap 4, est utilisé dans les estimations, les coefficients de réaction des banques centrales du Ghana et du Nigeria à l'écart d'activité deviennent positifs, sans être significatifs. En rappel, cet écart d'activité est calculé en assumant l'hypothèse d'une tendance quadratique du PIB. Les résultats des différentes estimations sont résumés dans le tableau 2.

Tableau n°3 : Estimations par les MCO de l'équation n°1 avec les différentes mesures de l'écart d'activité (1986:01-2007:04)

Estimates	Ghana				Nigeria				Waemu			
	gap1	gap2	gap3	gap4	gap1	gap2	gap3	gap4	gap1	gap2	gap3	gap4
<i>C</i>	1.58**	0.69ns	0.69ns	0.75ns	2.7***	2.7***	2.6***	1.5**	0.98***	0.98***	0.97***	0.98***
<i>dir(-1)</i>	0.89***	0.94***	0.94***	0.94***	0.80***	0.8***	0.8***	0.9***	0.8***	0.8***	0.8***	0.8***
<i>ecin</i>	0.08***	0.02***	0.02***	0.02***	0.04***	0.04***	0.04***	0.03***	0.03*	0.03**	0.02**	0.02**
<i>gap</i>					-0.05ns	-0.04 ns	-0.02 ns	0.02 ns	0.2***	0.16***	0.11***	0.11***
<i>gap(-2)</i>	-0.65 ns	-0.01 ns	-0.004ns	0.02 ns								
<i>D9092</i>									1.1***	1.2***	1.3***	1.4***
<i>D922953</i>	2.23***	2.55***	2.56***	2.5***								
<i>D96</i>					-3.6***	-3.5***	-3.5***	-2.9***				
<i>AR(1)</i>	0.22**	0.22**	0.22**	0.22***								
<i>Adjusted R²</i>	0.94	0.94	0.94	0.94	0.75	0.75	0.75	0.8	0.91	0.91	0.92	0.92
<i>F-stat</i>	314.09	367.91	367.90	368.34	67.5	67.5	67.5	139.0	233.50	239.13	241.0	241.8
<i>DW</i>	2.04	2.06		2.06	1.83	1.84	1.84	1.9	1.72	1.75	1.75	1.75
<i>Ljung-Box Q-Stat (4)</i>					3.48				4.99	6.00	5.9	5.9

*** significatif à 1%, significatif à 5%, significatif à 10%*, ns : non significatif.

Le tableau 3 fourni les coefficients de réaction théoriques résultant des estimations de l'équation n°1; c'est-à-dire : ρ , α et β . Concernant, les banques centrales du Ghana et du Nigeria, nonobstant leur non significativité, les coefficients des fonctions de réaction estimées avec l'écart d'activité gap4, ont été utilisés. Pour la BCEAO, les coefficients de la fonction de réaction estimée avec l'écart d'activité gap 1 ont été considérés.

Tableau n°4: Coefficients de réaction théoriques aux variables cibles de politiques

	r^2	ρ	α	β
BoG	2,5	0.94	-0,67	0,33
CBN	5	0.9	-0,70	0,20
BCEAO	2,45	0.8	-0,85	0,90

² Les taux d'intérêts réels d'équilibre ont été calculés en considérant que la cible d'inflation de la BCEAO est égale 2% que celles de la BG et de la BCN sont égaux à 10%.

Les coefficients de réaction des trois banques centrales à l'écart d'inflation sont négatifs. Une explication théorique de ce constat pourrait résulter de l'apparition fréquente des chocs d'offre dans les pays de la CEDEAO, les banques centrales choisissent dans ces cas de ne pas accroître leurs taux d'intérêts pour éviter d'accélérer l'inflation. Les coefficients de réactions à l'écart d'activité des trois banques centrales apparaissent eux au moins avec le signe positif attendus. Cela signifie que les banques centrales ajustement activement leurs taux directeurs pour faire face aux chocs de demande.

Comme le recours à la trimestrialisation des séries du PIB a pu affecter les données et les estimations, l'écart d'activité calculé sur la base du PIB trimestrialisé a été remplacé par l'écart de production industrielle (*igap*). Les données sur la production industrielle sont disponibles en fréquence trimestrielle pour le Nigeria et proviennent des *Statistiques financières internationales* du FMI. L'estimation d'une fonction de réaction de la BCN en utilisant parmi les régresseurs, l'écart d'activité industrielle fournit des résultats peu différents de ceux des premières estimations. A nouveau, la BCN réagit aux fluctuations de l'inflation, alors que le lien entre l'écart d'activité industrielle sur le taux d'intérêt de la banque apparaît non significatif. Ceci indique que la méthode de trimestrialisation du PIB réel n'a pas significativement biaisé les estimations précédentes.

$$dir = 0.8 * i(-1) + 2.7 + 0.04 * ec\ inf_n + 0.01 igap_n - 3.4 * D96 + \varepsilon$$

14.3
3.2
3.4
0.13
-3.98

$$R^2 = 0.75, \quad DW = 1.83 \quad \text{Ljung-Box } Q\text{-Statistics}(4) = 3.8896 \quad \text{Sign Level} = 0.42$$

En tenant compte du fait que l'estimateur des MCO ne fournit pas toujours des résidus de régression normalement distribués, l'équation n°1 a été estimée par les Triples moindres carrés (TMC). Pour tenir compte de la présence possible d'une non linéarité des tendances des PIB réels, l'estimateur des moindres carrés non linéaire (MCNL) a été aussi utilisé. En effet, les estimations des fonctions de réactions prenant parmi les régresseurs l'écart d'activité 4 qui assume l'hypothèse d'une tendance quadratique du PIB réel avaient conduit à des coefficients de réaction positifs des banques centrales à l'écart d'activité. Les résultants de

ces estimations de contrôle qui sont contenus dans le tableau 5³, ne divergent pas fortement des précédents.

³ Ont été utilisés comme instruments dans les estimation des TMC les écarts courants et passés d'activité et d'inflation

Tableau n°5: Résultats des estimations par les estimateurs des MCO, des TMC et des MCNL

Estimates	Ghana			Nigeria			Waemu		
	MCO	TMC	MCNL	MCO	TMC	MCNL	MCO	TMC	MCNL
<i>C</i>	1.58**	1.2*	1.0*	2.7***	2.7***	2.2***	0.98***	0.95***	0.83***
<i>dir(-1)</i>	0.89***	0.9***	0.9***	0.80***	0.8***	0.85***	0.82***	0.83***	0.85***
<i>ecinf</i>	0.08***	0.07***	0.08***	0.04***	0.05***	-0.01ns	0.03*	0.02*	0.013*
<i>Gap</i>				-0.05ns	-0.02ns	-0.02	0.20**	0.15**	0.16
						---			---
<i>Gap(-2)</i>	-0.65ns	-0.6ns	-0.6						

<i>D9092</i>							1.1***	1.08***	2.0
			---						---
<i>GD922953</i>	2.2***	2.2***	2.0						

<i>D96</i>				-3.6***	-3.9***	-3.9			

<i>AR(1)</i>	0.22**								
<i>Adjusted R²</i>	0.94	0.94	0.9	0.75	0.6	0.67	0.91	0.92	0.9
<i>F-stat</i>	314.09			67.47		45.02	233.50		211.0
<i>DW</i>	2.04	1.6	1.6	1.83	1.2	1.7	1.72	1.73	1.7
<i>LM(4)</i>				3.48			4.99		

*** significatif à 1%, significatif à 5%, significatif à 10%*, ns : non significatif.

L'absence de variables pertinentes dans la spécification des fonctions de réactions pourrait avoir affectée les estimations. De ce fait, des fonctions de réaction à la Taylor ajustée ont été estimées en utilisant comme variables d'ajustement, celles déclarées par les trois banques centrales comme cibles de politique monétaire. Pour les estimations des fonctions de réaction des banques centrales du Ghana et du Nigeria, le taux de croissance de l'agrégat monétaire M2, la variation des avoirs extérieurs, du crédit à l'économie et du crédit au secteur privé ont été alternativement utilisés comme variables d'ajustement.

Le crédit à l'économie et le crédit au secteur privé reflètent eux aussi l'incidence de l'activité économique sur les innovations de la politique monétaire. De l'estimation des fonctions de réaction, le taux de croissance du crédit au secteur privé affecte positivement mais dans moindre mesure la variation des taux d'intérêt des banques centrales du Ghana et du Nigeria.

Le taux de croissance de la masse monétaire est apparu sans impact significatif sur la dynamique des instruments des deux banques centrales. Ce résultat est contre intuitif notamment dans la description de la politique monétaire de la banque centrale du Nigeria dont les statuts lui confèrent un régime de ciblage de la masse monétaire.

Nous avons aussi testé l'incidence des variations des avoirs extérieurs sur l'ajustement des taux d'intérêts des deux banques centrales. Ici aussi, les résultats des estimations n'ont pas permis de mettre en évidence l'importance de cette variable pour la politique de taux d'intérêts des deux banques.

L'histoire de la politique monétaire est marquée au Ghana comme au Nigeria par la mise en oeuvre de programmes destinés à éradiquer l'instabilité sur les marchés des changes en réduisant les écarts entre cours officiels des changes et cours sur les marchés parallèles. L'importance du taux de change dans la gestion de la monétaire tient au fait que dans la plupart des pays, l'objectif ultime de la politique monétaire est la stabilité des prix. Or, la volatilité du taux de change est généralement contreproductive dans la poursuite de l'objectif de stabilité des prix (Nnanna 2002b). Les primes de change alimentent les incitations à la spéculation et déstabilisent ainsi les marchés des changes. C'est pourquoi, les banques centrales du Nigeria et du Ghana se sont assignées depuis longtemps l'objectif de réduire les incertitudes sur leur marché des changes⁴. La réduction de la volatilité du taux de change fait en outre partie des critères de convergence de la zone CEDEAO. Afin de refléter l'importance de la stabilité du taux de change pour la politique monétaire du Ghana et du Nigeria, la variation du taux de change a été utilisée comme variable d'ajustement dans les fonctions de réactions des banques centrales des deux pays. L'ajustement des taux d'intérêts de la Banque centrale du Ghana apparaît ne pas être influencé par les fluctuations du taux de change. La banque centrale du Nigeria semble considérer mais marginalement les fluctuations du taux de change dans la fixation de ces taux directeurs.

⁴ La stabilisation de la volatilité du taux de change est un des critères de convergence de la CEDEAO.

Tableau n°6 : Règles de Taylor ajustées

Estimates 1986:01- 2007:04	Ghana	Ghana	Ghana	Ghana	Estimates 1986:01- 2007:04	Nigeria	Nigeria	Nigeria
<i>C</i>	-1.2ns	0.9ns	0.8ns	0.2ns	<i>C</i>	3.7***	4.2***	4.4***
<i>dir(-1)</i>	0.9***	0.9***	0.87***	0.9***	<i>dir(-1)</i>	0.7***	0.7***	0.68***
<i>Ecinf</i>	0.04**	0.08***	0.07***	0.07***	<i>Ecinf</i>	0.05***	0.05***	0.06***
<i>Gap(-2)</i>	-0.7ns	-0.4ns	-0.97**		<i>Gap</i>	-0.18ns		-0.16ns
<i>.m2g(-2)</i>	0.07***				<i>M1g(-2)</i>	0.02ns		
<i>exrateg(-2)</i>					<i>exrateg(-2)</i>			
<i>fassetg(-2)</i>		-0.01ns			<i>fassetg(-2)</i>			
<i>Cpsg(-1)</i>			0.04***	0.03**	<i>cpsg(-1)</i>		0.01ns	
					<i>Nexrg(-1)</i>			0.01**
<i>D9092</i>								
<i>D922953</i>	1.5**	1.77**	2.4***	2.0***				
<i>D96</i>					<i>D96</i>	-4.7***	-4.3***	-4.8***
<i>AR(-1)</i>		0.23**	0.26**	0.28**				
<i>AR(3)</i>		- 0.32***		- 0.35***				
<i>R2A</i>	0.94	0.95	0.94	0.95	<i>R2A</i>	0.76	0.76	0.77
<i>F-stat</i>	238.5	233.0	245.4	209.0	<i>F-stat</i>	46.0	57.1	48.2
<i>DW</i>	2.13	2.3	2.05	2.2	<i>DW</i>	1.7	1.7	1.8
<i>Ljunk Box Q stat</i>	---	---	---	---	<i>Ljunk Box Q stat</i>	4.08	3.87	3.9

*** significatif à 1%, significatif à 5%, significatif à 10%*, ns : non significatif.

En tenant compte de l'ancrage du franc CFA au franc français (puis à l'euro), nous avons spécifier la fonction de réaction de la BCEAO comme étant une règle de Taylor augmentée du différentiel entre les taux d'intérêts de la BCEAO et de la banque de France. Les résultats de l'estimation de cette fonction de réaction mettent en relief la prééminence de la dynamique du taux d'escompte de la banque de France dans l'ajustement du taux d'intérêt de la BCEAO. Le coefficient de réaction de la BCEAO au différentiel de taux d'intérêts est plus élevé que celui de l'écart d'activité qui est à son tour plus élevé que celui de l'écart d'inflation. Ces résultats signifient que l'évolution des taux d'intérêts étrangers explique davantage mieux les décisions de la politique monétaire de la BCEAO, que les conditions de l'activité économique de l'UEMOA. Les résultats d'estimation de cette règle de Taylor ajustée sont les suivants :

$$i_t = 4,67 + 0,21 * i_{t-1} + 0,23 * (y_{t-2} - y_{t-2}^*) + 0,35 * d \text{int}_{t-1} + 0,02 * ec \text{inf } t_{t-1} + 5,05 D9092 + \varepsilon_{t-1} + \varepsilon_{t-3}$$

$$\bar{R}^2 = 0,96 \quad DW = 1,95 \quad \text{Ljung - Box Q - Stat} = 2,14$$

Le tableau n°7 fournit les coefficients de réaction théoriques, implicites à la règle de Taylor ajustée pour la BCEAO. La BCEAO apparaît réagir activement aux variations du taux d'intérêt de la Banque de France ($\gamma = 0.44$). La BCEAO réagit en outre à l'écart d'activité ($\beta = 0.3$), mais faiblement à l'écart d'inflation ($\alpha = 0.03$).

Tableau n°7 : Coefficients de réaction de la BCEAO dans le cas de la règle de Taylor ajustée

	r	ρ	α	β	γ
Our estimate	3.90	0.21	0,03	0.30	0.44
Ténou (2002)	3,92	0,79	0,31	1,25	0,96

Les fortes divergences entre nos résultats et ceux de Ténou (2002) sont dues aux différences des périodes d'estimation. Nos estimations ont été faites sur la période 1986 - 2007 tandis que ceux de Ténou se rapportent à la période 1991-1999. La faiblesse des coefficients de réaction issus de nos régressions s'explique par l'influence des années 1995 - 2002.

Entre 1995 et 2002, le BCEAO après une première série de baisse du taux d'intérêt a maintenu à un niveau pourtant élevé son instrument de politique. La banque centrale a alors recouru en grande partie à l'ajustement des coefficients de réserves pour moduler les liquidités bancaires dans l'UEMOA. Cette mesure a été prise pour lutter contre la fuite des capitaux qui risquait de survenir suite à la dévaluation 1994 du franc de CFA. D'une manière spécifique, le faible niveau du coefficient de taux d'intérêt retardé dans l'équation de régression est expliqué par la rupture de niveau enregistrée dans la tendance du taux d'intérêt après la dévaluation du franc de CFA. Quant aux autres coefficients de régression, la faiblesse de leur taille est expliquée par la faible variabilité enregistrée du taux d'intérêt entre 1995-2002. En effet, en réestimant la fonction de réaction avec une variable indicatrice captant la faible variabilité du taux d'intérêt entre 1995 et 2002, les tailles des coefficients de réaction sont clairement augmentées. Toutefois, la significativité du coefficient de l'écart d'inflation n'est pas préservée. Nous préférons conserver les résultats de notre régression initiale.

6. Conclusion

Nos résultats empiriques fournissent une image nuancée de la politique monétaire de la BCEAO. Les taux d'intérêts de la Banque de France (maintenant la Banque Centrale Européenne) ont fortement influencé les variations des taux d'intérêts de la BCEAO. Cela est une implication logique de l'ancrage du franc de CFA au franc français (et maintenant à l'euro). En plus des taux d'intérêt de la Banque de France, nos résultats empiriques suggèrent également que les taux d'intérêt de la BCEAO réagissent aux conditions économiques des pays de L'UEMOA. Ainsi la BCEAO tient compte des fluctuations du taux d'inflation et de l'activité économique de la région. Cependant, la corrélation entre le taux d'inflation et le taux d'intérêt de la banque centrale est faible. Il est important de rappeler que le coefficient de réaction de la BCEAO à l'écart d'activité est quelque peu élevé. La BCEAO réagit donc vigoureusement aux chocs de demande.

L'observation principale qui découle des résultats des estimations des fonctions de réaction des banques centrales du Ghana et du Nigéria, est la que politique monétaire appliquée diffère de celles annoncée *a priori*. Mis à part le taux d'inflation, l'écart d'activité apparaît être sans influence sur l'ajustement des taux d'intérêts de la Banque du Ghana et de la Banque Centrale du Nigeria. En plus, le signe négatif des coefficients de réaction à l'écart d'activité indique que la BG et la CBN n'ajustent pas leur taux d'intérêt en réponse aux excès de l'activité économique. Ceci signifie que les deux banques centrales n'appliquent pas la règle de Taylor. Au vu de ce résultat, plusieurs règles de Taylor ajustées ont été estimées. Les résultats de ces estimations ont été trouvés similaires à ceux de l'estimation de la règle de la *benchmark rule*. Ceci suggère que les variables que la BoG et la CBN ex-ante présentent comme variables cibles de politique monétaire ne semblent pas *à posteriori* avoir été considérées comme telles. Ces résultats semblent également indiquer que le BoG et le CBN utilisent d'autres instruments de politique que ceux présentés dans leurs publications. Ceci infirmerait la primauté des taux d'intérêts comme instruments de politique monétaire des deux banques centrales.

Si ces résultats sont assez conformes aux énoncés des politiques monétaires des deux banques centrales, assurer la stabilité des prix puis favoriser le développement économique, ils

soulèvent néanmoins d'autres questions concernant l'optimalité des cadres de politique monétaire. En particulier, il importe de déterminer les cibles de politique qui s'accordent avec l'objectif de croissance économique des pays et de comparer les performances de ces dernières avec celles des cibles actuellement définies par les autorités monétaires des pays étudiés.

REFERENCES

- Abuka, C.A., Abdalla, Y.A., et A. Wandera (1998) : «Indirect monetary policy in Ouganda : The monetary authority's reaction function», Research Departement of the Bank of Ouganda, december.
- Addison E. K. Y, M. Opoku-Afari and Emmanuel Kinful (2005) « Term of trade and real Exchange Rate Shocks and Implications for The West African Monetary Zone », BOG ,*Working Paper* – N°2005/12.
- Agu C. (2007), «What does the central bank of Nigeria Target ? An analysis of monetary policy reaction function in Nigeria», Paper presented at the biannual workshop of African Economic Research Consortium, Nairobi Kenya, 1-7 June, 2007.
- Alexander W. E., T. J. T. Baliño et C. Enoch (1995), “L'adoption des instruments indirects de politique monétaire”, FMI, *Etudes Spéciales* N°126.
- Artus P., A. Pénot et J. P. Pollin (1999), “La politique monétaire optimale pour la banque centrale européenne” *Revue d'Economie Politique*.
- Ball L. (1998), “Policy rules for open economies” Research Discussion Paper 9806, Reserve Bank of Australia.
- Ball L. (1997), «Efficient rules for monetary policy», National Bureau of Economic Research, *Working Paper* N°1997-5952.
- Barro R., D. Gordon (1983), “Rules, Discretion and Reputation in a model of Monetary Policy”, *Journal of Monetary Economics*, vol. 12 July, pp. 101-121.
- Batini N. (2004), «Achieving and maintaining price stability in Nigeria», IMF, *Working Paper* No 2004-97.
- Batini et Haldane (1998), “Forward-looking rule for monetary policy”, Paper presented at the 75th Anniversary Conference, “Stabilization and Monetary Policy: The International Experience,” November 14-15, 2000, at the Bank of Mexico.
- B.C.E.A.O. : «Le nouveau dispositif de gestion monétaire dans l'UMOA», *Etudes et Recherches*, No 451 - août-septembre 1995.
- Boughrara (2004)”, “Would The Inflation Targeting Strategy Be Relevant for Tunisia ?”, Paper submitted to The 11th Annual Conference of the Economic Research Forum (ERF) to be held in Beirut – Lebanon– December 14-16, 2004.
- Barth R. C (2001), «Le cadre de la politique monétaire», Conférences sur la macroéconomie, Institut du FMI Washington : Fonds monétaire international.
- Bernanke B. et Mishkin F. (1997), «Inflation Targeting: a New Framework for Monetary Policy», *Journal of Economics Perspectives*, pp. 97-116.
- Benassy A. C. et M. Coupet (2003), “On the Adequacy of Monetary Arrangements in Sub-Saharan Africa” CEPII No 2003 – 11.
- Bordes C. (1997), “La politique monétaire” dans : *Politiques Economiques*, Sous la Coordination de Gérard Duthil et William Maros, édition ellipses.

- Diop (2002), «Convergence nominale et convergence réelle : une application des concepts de σ -convergence et de β -convergence aux économies de la CEDEAO», Note d'Information et Statistiques, *Etudes et Recherches* N°521.
- Drumetz, F. et A. Verdelhan (1997) : «Règle de Taylor : Présentation, Applications et Limites». *Bulletin de la Banque de France*, No 45.
- Furher J. C., and G. R. Moore (1995), “Monetary Policy trade-off and Correlation between Nominal Interest Rates and Real Output”, *American Economic Review* 85, 219-239.
- Ito T. (2004), “Inflation Targeting and Japan : Why has the Bank of Japan not adopted inflation targeting.”, NBER, *Working Paper* N° 10818.
- Itsede C. O (2002), “The challenge of monetary union: gains and opportunities”, CBN, EFRVOL40-4-3.
- Jean-Stéphane Mésonnier et Jean-paul Renne 2004, « Règle de Taylor et politique monétaire dans la zone euro », Note d'études et de recherche, *Document de travail*.
- Kozicki, S. (1999) : «How Useful are Taylor Rules for Monetary Policy», Federal Reserve Bank of Kansas City, *Economic Review*, Second Quarter.
- Gerlach, S. et G. Schnabel (1999) : «The Taylor Rule and Interest Rates in the EMU area : a note». *BIS Working Papers*, No 73.
- Gordon de Brouwer et J. O'Regan (Non daté), “Evaluating Simple Monetary-policy Rules for Australia” Reserve Bank of Australia.
- Joaquim P. De Andrade, J. Angelo, C.A. Divino (2001), « Optimal rules for monetary policy in Brazil” IPEA DP n° 8 Home page [http:// www.ipea.gov.br](http://www.ipea.gov.br).
- Jondeau E., H. Le Bihan (2000), « Evaluating monetary policy rules in estimated forward-looking models: a comparison of US and German monetary policies », Banque de France *Note d'Etude et de Recherche* N°76.
- Judd et Motley (1992), «Controlling Inflation with an Interest Rate Instrument», Federal Reserve Bank of San Francisco, *Economic Review* N° 3.
- Kydland F., Prescott E. (1977), “Rules Rather Than Discretion: the Inconsistency of Optimal Plans” *Journal of Political Economy*, vol. 85, jun, pp. 473-491.
- La Porta R., F. L. De Silanes, A. Shleifer, R. Vishny (1997), « Legal Déterminants of External Finance », *Journal of Finance*, 52, Juillet, pp.1119-55.
- Lane, P. R (1999) “The New Open Economy Macroeconomics: A Survey”, *Journal of international Economics*, Vol. 54, No.2, PP. 235- 66.
- Lopez M. (2003), «Efficient rule for inflation targeting in Colombia» Central bank of Colombia
- Lucas R. E. (1976), “Econometric Policy Evaluation: A critique”, *Carnegie –Rochester Conference Series on Public Policy* 1, 19-46.
- Masson P. R. et C. Pattillo (2001), “L'union monétaire en Afrique de l'Ouest (CEDEAO) : Est-elle réalisable et quelle forme peut-elle prendre ? ”, FMI, *Étude spéciale* n° 204.

- McCallum B.T. (1997a) : «Issues in the design of monetary policy rules», NBER, *Working Paper*, No 6016.
- McCallum B.T. (1997b) : «The alleged instability of nominal income targeting», NBER, No 6291.
- Medhora R. (1996), « Les leçons de l'UMOA » in *Intégration et Coopération régionale en Afrique de l'Ouest* Sous la direction de Réal Lavergne .- Paris : Karthala, Ottawa : CRDI, 1996. IN.
- Mishkin J. F (2000), «Inflation targeting», Columbia University.
- Mishkin J. F and Posen (1997), «Inflation targeting: lessons from four countries», National Bureau of Economic Review, *Working Paper* N°1997-6126.
- Mishkin J. F. (2001), «Réflexions sur la poursuite de cibles en matière d'inflation», Banque Centrale du Canada, acte de colloque.
- Mishkin J. F., et Hebbel (2001), «One decade of inflation targeting in the world: what do we know and what do we need to know?», National Bureau of Economic Review, *Working Paper* N°2001- 8397.
- McCallum (1988), «Robustness properties of a Rule for Monetary Policy Rules», NBER, *Working Paper* N°. 6016.
- Moran K. (2000), “Les modèles dynamiques d'équilibre général et leur intérêt pour la Banque du Canada” Revue de la Banque du Canada.
- Nbukpo K.(2003), «l'efficacité de la politique monétaire de la Banque Centrale des Etats d'Afrique de l'Ouest depuis la libéralisation de 1989», é-mail : nbukpo@cirad.fr.
- Nnanna O. J (2002), “The West African monetary zone (WAMZ) convergence or divergence: which way forward?” EFRVOL40-4-6CBN.
- Obadan M. I (2002), “Exchange rate mechanism under the west African monetary zone (WAMZ)” CBN, *Economic & financial review* vol.40-4-8.
- Ogunkola O. (2005), «An evaluation of the viability of a single monetary zone in ECOWAS», African Economic Research Consortium, *Research Paper* N°147.
- Parado (2005), «Inflation targeting and exchange rate rule in an open economy», International Monetary Fund, *Working Paper* N° 2001/21.
- Penot A., J. P. Pollin, S. Véronique (2000), “Hétérogénéité de la zone euro et politique monétaire unique” GDR Conférence donnée au Colloque sur l'économie monétaire, bancaire juin 2000.
- Lafrance R et P. St-Amant (1999), “Optimal Currency Areas: A Review of the Recent Literature” BCA WP n° 99-16.
- Rose Andrew K. (2000), “One Money, One Market: Estimating the Effect of Common Currencies on Trade” *Economic Policy*.
- Rogoff K. (1985), “The Optimal Degree of Commitment to Intermediate Monetary Target”, *Quarterly Journal of Economics* 100, 116-1190.

Rudebusch G. D et L. E.O Svensson (1998), "Open economy inflation targeting" NBER, Working Paper n° 6545.

Siri (2007), « Elargissement monétaire en Afrique de l'Ouest : la règle de politique monétaire optimale pour la future banque centrale de la CEDEAO », Thèse de doctorat.

Taylor J. B. (1993), "Discretion versus policy rule in practice" *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* 39 (1993) 195-214, North-Holland.

Taylor J. B. (2000), "Using Monetary Policy Rules in Emerging Market Economies", Paper presented at the 75th Anniversary Conference, "Stabilization and Monetary Policy: The International Experience," November 14-15, 2000, at the Bank of Mexico.

Tella S. A. (2002), «Monetary Union in Practice: Lessons from European Monetary Union», Central Bank of Nigeria, *Economic and Financial Review*, Volume N°40-4-2.

Ukpong G. E. (2002), "second monetary zone in ECOWAS: issues, progress and prospects" CBN *Economic & financial review* VOL40-4-1.

Verdelhan A. 1999. « Taux de Taylor et taux de marché de la zone euro », Bulletin de la Banque de France n° 61, janvier 1999.

Williams (2003), « Simple Rule For Monetary Policy » Federal reserve Bank of San Fransisco, *Working Paper*.

Yan S. (2005), «A monetary Policy Rule for Jamaica » IMF, *Working Paper* N°05/41.

Annexe n°1

Tableau 1 : Croissances du revenu, des prix et taux de change.

	Volatilités de quelques variables 1995-2004			Moyennes 1995-2004		
	Inflation	Taux de change	Taux de crois. PIB	Inflation	Taux de change	Taux de crois. du PIB
Ghana	19.9	22.7	0.6	19.5	122.2	3.9
Nigeria	16.9	15.6	2.9	25.7	97.7	4.5
UEMOA	3.2	4	2.1	2.9	106.7	3.7

Tableau 2 : Soldes budgétaire, degré d'ouvertures seigneurage, monnaie et prime de change

	Moyenne 1995 à 2004 écart type entre parenthèses			Moyenne 1995 à 2004		
	Solde budgétaire (% PIB)	Ouverture ¹	Seigneurage ²	M2 (%)	M1 (%)	Prime de change ³ (%)
Ghana	-9.5 (3.4)	0.8	9.1	35.8	35.6	3.2
Nigeria	0.8 (7.2)	0.9	6.7	24.7	23.7	14.3
UEMOA	-4.5 (0.6)	0.6	1.6	7.2	7.0	2.0

1= (X+M)/PIB nominal

2= Variation de la Base monétaire %PIB nominal

3= Ecart entre le taux de change du marché parallèle et taux officiel 1990 – 1998

$$X_t = (\Delta y_t, \Delta \pi_t)$$

$$\begin{pmatrix} \Delta y_t \\ \Delta \pi_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \mu_1 \\ \mu_2 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} D_{11}(L) & D_{12}(L) \\ D_{21}(L) & D_{22}(L) \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \varepsilon_t^y \\ \varepsilon_t^\pi \end{pmatrix}$$

$$\Delta \pi_t = \mu_2 + D_{21}(L)\varepsilon_t^y + D_{22}(L)\varepsilon_t^\pi \quad \text{puis,} \quad \Delta \pi_t^{sj} = \mu_2 + D_{22}(L)\varepsilon_t^\pi$$