



N° 523
Mars 2002

ETUDES ET RECHERCHES

*Notes
d'Information et
Statistiques*

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



LA REGLE DE TAYLOR : UN EXEMPLE DE REGLE DE POLITIQUE MONETAIRE APPLIQUEE AU CAS DE LA BCEAO

Préparé par

Kossi TENOU ⁽¹⁾

Résumé

La BCEAO a opté depuis la fin des années 80, pour une politique de gestion indirecte de la monnaie, avec comme principal instrument opérationnel, le taux d'intérêt. De façon générale, le processus de fixation du taux d'intérêt intègre des paramètres internes (taux d'inflation, taux de croissance de l'économie, position extérieure des banques, évolution des crédits à l'économie, etc.) et externes (taux d'inflation du principal partenaire -la France-, taux d'intérêt à l'étranger, évolution du taux de change, etc.).

La présente étude se propose de déterminer une règle permettant de décrire le processus qui sous-tend l'évolution des taux d'intérêt de court terme dans l'UMOA, c'est à dire une fonction de réaction de la Banque Centrale. Pour ce faire, la règle de Taylor, qui relie le niveau du 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, a été adaptée au contexte de la BCEAO et testée sur les données annuelles et trimestrielles des pays de l'Union.

Les résultats obtenus à partir des données annuelles (1970 à 1999), montre que la règle estimée décrit relativement bien le comportement des taux du marché monétaire sur la sous période 1987-1999. Cette règle fait dépendre le niveau du taux d'intérêt de l'écart de production (un indicateur des tensions sur le marché des biens), du différentiel des taux du marché monétaire, de la valeur passée du taux d'intérêt et d'une constante proportionnelle à la somme du taux d'inflation objectif et du taux d'intérêt réel d'équilibre.

Sur la base de données trimestrielles (1991 à 1999), les taux d'intérêt sont relativement bien expliqués de 1994 à 1999 par la fonction de réaction comprenant les variables de taux du marché monétaire et du différentiel de taux du marché monétaire, le gap de production et le différentiel d'inflation. Ce résultat laisse penser que les variables économiques fondamentales ont joué un rôle important dans la politique monétaire menée depuis la modification de la parité du FCFA.

Malgré ces résultats économétriques satisfaisants, il convient de préciser que l'application de cette règle ne devrait pas être automatique. Cependant, celle-ci peut constituer une référence ou un élément additionnel d'appréciation à prendre en considération dans le système de décision de la Banque Centrale.

1 : Monsieur Kossi TENOU est Fondé de Pouvoirs à la Direction de la Recherche et de la Statistique de la BCEAO. Il est titulaire d'un Magistère de Développement Economique et d'un Doctorat Nouveau Régime Es Sciences Economiques.

I - INTRODUCTION

La conduite de la politique monétaire durant les trente dernières années, aussi bien dans les pays développés que dans les pays en développement, a connu des mutations profondes, passant d'un système de régulation de type quantitatif (contrôle direct des taux d'intérêt et des agrégats monétaires), à un système indirect de régulation de la monnaie au moyen des taux d'intérêt directeurs. Cette évolution s'inscrit dans le cadre de l'objectif de stabilité des prix assigné à la politique monétaire dans la quasi totalité des pays.

En effet, depuis la fin des années soixante dix, la lutte contre l'inflation est devenue la priorité des banques centrales au niveau mondial. Cela découle d'un consensus sur trois points :

- une banque centrale est jugée crédible par les agents économiques nationaux et internationaux, si ceux-ci sont convaincus qu'elle a la volonté et dispose de la capacité de maîtrise du niveau général des prix ;
- une politique monétaire discrétionnaire s'accompagne d'un biais inflationniste ;
- une politique fondée sur des règles de conduite est plus crédible qu'une politique discrétionnaire.

C'est ainsi qu'est apparu dans la littérature monétaire de ces dernières années, un courant académique cherchant à identifier les règles opérationnelles de politique monétaire susceptibles de limiter au maximum, voire de supprimer le recours à la « discrétion ». Le concept de règles de politique monétaire peut être défini comme des « guides contenant des recommandations pour la conduite de la politique monétaire » (Avouyi-Dovi, 1998).

De toutes les règles de politique monétaire, la règle de Taylor et la règle de ciblage de l'inflation sont les plus usitées. L'objectif principal de la règle de Taylor est de définir une ligne de conduite qui décrit le comportement des Autorités monétaires. Son usage s'est généralisé chez les économistes de marché pour prévoir le niveau des taux d'intérêt à court terme. Cette règle, qui a été réaménagée par les travaux de Sachs (1996), part du principe que la variation du taux d'intérêt de court terme est imputable, toutes choses étant égales par ailleurs, à l'écart de production et/ou à l'écart d'inflation. Initialement préconisée pour décrire l'évolution du taux des fonds fédéraux aux Etats Unis, la règle de Taylor a fait l'objet de tests empiriques dans de nombreux pays.

Quant à la règle de ciblage de l'inflation, elle se fonde sur la comparaison entre l'objectif d'inflation future et le taux d'inflation prévu, à politique monétaire invariante. Cette règle est telle que tout écart entre la cible et les prévisions devra être corrigé par une action sur les taux directeurs.

La BCEAO a opté, depuis la fin des années 80, pour une gestion indirecte de la monnaie, avec comme instrument opérationnel, le taux d'intérêt. De façon générale, le processus de fixation du taux d'intérêt intègre des paramètres internes (taux d'inflation, taux de croissance de l'économie, position extérieure des banques, évolution des crédits à l'économie, etc.) et externes (taux d'inflation en France, taux d'intérêt à l'étranger, évolution du taux de change, etc.). Dans ces conditions, il s'avère nécessaire de disposer de règles pouvant servir de base au processus de détermination du niveau du taux d'intérêt de court terme compatible avec les variables économiques fondamentales. Les pays de l'UEMOA n'ayant pas adopté un régime direct de ciblage de l'inflation, c'est la règle de Taylor, adaptée au contexte de la BCEAO, qui apparaît appropriée. Ainsi, après l'étude de Diarisso et Samba (1999) portant sur les indices des conditions monétaires de l'UEMOA, il apparaît opportun de procéder au test de la règle de Taylor dans les pays de l'Union.

De façon simple, le test de la règle de Taylor consiste à vérifier si l'évolution des taux de court terme peut être reliée à des variables économiques fondamentales supposées influencer le niveau du taux d'intérêt. Lorsque les écarts entre les taux observés et les taux calculés suivant la règle de Taylor sont faibles voire nuls, la règle estimée peut être considérée comme robuste. Toutefois, d'un point de vue opérationnel, la règle de Taylor ne peut être appliquée de façon automatique par les autorités monétaires. Elle peut, cependant, être utilisée comme un instrument additionnel à prendre en compte dans la matrice des variables de décision de la Banque Centrale.

La présente étude est articulée comme suit : la première partie présente un aperçu général des règles de politique monétaire. La seconde partie met en exergue le cas particulier de la règle de Taylor, suivi de son estimation dans les pays de l'UMOA dans la troisième partie. Enfin, la quatrième partie présente les conclusions et recommandations.

II - APERÇU GÉNÉRAL DES RÈGLES DE POLITIQUE MONÉTAIRE

Le concept de règle de politique monétaire peut être défini comme un processus systématique de prise de décision, sur la base d'informations économiques et financières fiables et prévisibles (Poole, 1999). La littérature récente (Svensson, 1997 ; Rudebusch et Svensson, 1998) permet de classer les règles de politique monétaire en deux groupes : les règles d'instrument (*instrument rules*) et les règles d'objectif (*targeting rules*).

Les règles d'instruments font référence à l'identification d'une forme fonctionnelle permettant de déterminer le niveau des instruments à un moment donné. Ces règles peuvent être soit implicites, soit explicites, selon qu'elles sont définies avec ou sans les variables anticipées.

On distingue principalement trois règles d'instrument : la règle de Taylor (1993), la règle de Henderson-McKibbin (1993), et la règle de McCallum (1997a et 1997b). Les deux premières règles considèrent comme instrument le taux d'intérêt à court terme et comme cible le taux d'inflation. Celle de McCallum diffère par le fait que l'instrument retenu est l'agrégat monétaire de base, et la cible est le PIB nominal.

La règle de Taylor a fait l'objet de nombreux travaux de recherche menés aussi bien par des universitaires que des économistes de banques centrales. Cette règle repose sur le principe que le taux d'intérêt de court terme doit être compatible avec l'objectif d'inflation de la Banque Centrale et l'évolution de l'*output gap* (*écart entre la production observée et la production potentielle*). Le taux d'intérêt de Taylor ainsi calculé est alors comparé au taux d'intérêt de court terme, afin d'apprécier l'adéquation de la politique monétaire aux données économiques fondamentales.

Les règles d'objectif ont pour fondement le respect d'un objectif fixé par les Autorités monétaires. La littérature économique distingue deux types de concepts : la variable-objectif (*target variable*) et le niveau-objectif (*target level*) anticipé (sur la base des informations pertinentes disponibles) de ladite variable. Une règle d'objectif vise alors à minimiser, dans une fonction de perte, l'écart entre le niveau anticipé de la variable cible et le niveau-objectif de ladite variable. L'objectif ici peut être soit un objectif final, soit un objectif intermédiaire.

L'une des règles d'objectif qui a suscité une abondante littérature ces dernières années est la règle de ciblage du taux d'inflation. Ainsi, depuis le début des années 1990, plusieurs banques centrales (Banque du Canada, Banque d'Angleterre, Banque de Réserve de la Nouvelle Zélande, Banque de Suède, Banque de Pologne, Banque de Finlande et Banque d'Australie) ont explicitement opté pour un objectif d'inflation⁽²⁾ (Siklos, 1999). L'inflation est exprimée en termes de hausse des prix à la consommation. La définition de la règle d'objectif d'inflation se résume aux conditions suivantes (Rudebusch et Svensson, 1998) :

- la cible de l'inflation doit être quantifiée. C'est soit un point bien déterminé (comme dans la règle de Taylor), soit un intervalle de points ;
- les Autorités monétaires doivent pouvoir estimer le niveau futur du taux d'inflation sur la base d'informations internes et conditionnelles. Ce niveau prévisionnel du taux d'inflation représente la cible intermédiaire.

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

Lorsque l'objectif d'inflation est le seul objectif de la banque centrale, on dit qu'on est dans un régime strict de ciblage d'inflation (*strict inflation targeting*).

Si la Banque Centrale poursuit d'autres objectifs tels que la stabilisation de la production ou du taux d'intérêt, on dit qu'on est dans un régime flexible de ciblage d'inflation (*flexible inflation-targeting*). Dans ce dernier cas, la politique monétaire est moins activiste, dans le sens où les instruments sont faiblement ajustés par rapport à un choc donné, et le niveau d'inflation s'ajuste progressivement au niveau objectif ou cible de l'inflation. Il en résulte que l'horizon de l'ajustement du niveau de l'inflation à la cible est plus long.

Dans un régime flexible de ciblage d'inflation, il y a asymétrie entre l'inflation et la production dans la fonction de perte. En effet, pour l'inflation, il s'agit à la fois d'un objectif de niveau (la cible fixée) et de stabilité (écart entre le niveau anticipé de la variable cible et l'objectif fixé de ladite

2 : De toutes ces banques centrales, seule celle de la Nouvelle Zélande a fait adopter l'objectif de ciblage d'inflation par un texte législatif.

variable). Mais pour la production, on ne retient que l'objectif de stabilité. De façon générale, dans un modèle donné, une règle à objectif fait appel à une règle d'instrument, ce dernier étant implicite.

III - CAS PARTICULIER DE LA REGLE DE TAYLOR

3.1 - Définition de la règle de Taylor

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

$$i_t = \rho i_{(t-1)} + (1-\rho)(r - \alpha \Pi_{\text{cible}}) + (1-\rho)(1+\alpha)\Pi_t + (1-\rho)\beta(y_t - \bar{y}_t) \quad (1)$$

i = taux d'intérêt nominal de court terme ou taux de Taylor ;

r = taux d'intérêt réel d'équilibre ;

Π = taux d'inflation courant ;

Π_{cible} = taux d'inflation cible ou objectif ;

$y - \bar{y}$ = gap de production ou l'écart entre le PIB réel effectif (y) et le PIB réel potentiel (\bar{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 de Taylor 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 :

$$i_t = \rho i_{(t-1)} + (1-\rho)(r - \alpha \Pi_{\text{cible}}) + (1-\rho)(1+\alpha) E(\Pi_{t,j} | \Omega_t) + (1-\rho)\beta(y_t - \bar{y}_t) \quad (2)$$

E est l'opérateur d'espérance mathématique ; j est la période ou l'horizon pour laquelle le taux d'inflation est anticipé. Ω 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)³.

Dans le cas des Etats Unis pour lesquels Taylor a initialement établi la règle, 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 :

$$i_t = (r - \alpha \Pi_{\text{cible}}) + (1+\alpha)\Pi_t + \beta(y_t - \bar{y}_t) \quad (3)$$

Une valeur élevée du coefficient d'ajustement du gap 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 : $r = \Pi_{\text{cible}} = 2$.

La règle de Taylor est alors définie comme une règle de politique monétaire reliant mécaniquement le niveau du taux d'intérêt à très court terme contrôlé par la banque centrale à l'inflation et à l'écart de production (Verdelhan, 1998).

3 : Taylor (1999) rejette toutefois les concepts de «*forward looking rules*» et de «*backward looking rules*». Pour Taylor, les «*forward looking rules*» utilisent en fait les données courantes et/ou retardées dans la mesure où les prévisions de prix sont basées sur des données courantes et retardées. Dès lors, une règle d'inflation anticipée n'est pas plus «*forward looking*» que les règles utilisant de façon explicite les données courantes et/ou retardées.

A la suite de Taylor, la règle de politique monétaire a donné naissance à une littérature relativement abondante. Mais, d'un auteur à un autre, et d'une banque centrale à une autre, le mode de calcul de la règle diffère selon la définition des variables requises pour le calcul, selon les hypothèses relatives aux coefficients de pondération et selon le degré de lissage du taux d'intérêt. C'est cette divergence dans les modes de calcul qui expliquent les différences dans les résultats obtenus pour un même pays ou groupe de pays.

3.2 - Problème de la 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.

Le calcul du taux d'intérêt réel d'équilibre est particulièrement complexe. Dans le modèle originel de Taylor, le taux d'intérêt réel d'équilibre est fixé à 2%. 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, 1998). Gerlach et Schnabel (1999) ont, pour leur part, considéré que pour les pays de l'Union Monétaire Européenne (UME), le taux d'intérêt réel d'équilibre peut être déduit d'une équation de régression simple faisant intervenir le taux de dépréciation du taux de change nominal par rapport au mark.

Le gap 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⁽⁴⁾. Toutefois, dans la mesure ou 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.

Le gap de production s'analyse comme l'écart entre le PIB réel effectif et le PIB potentiel. La production potentielle peut être définie comme la production «normale» de l'économie. Le niveau normal de l'activité peut être appréhendé selon deux approches (Cotis et Joly, 1997): l'approche statistique et l'approche économique. La première vise à extraire, a posteriori, la tendance déterministe ou stochastique d'une série de PIB. L'approche économique tend à saisir le niveau maximal d'activité compatible avec la stabilité du rythme d'inflation⁽⁵⁾.

La définition et le mode de calcul de la production potentielle varient d'une organisation internationale à une autre (Ongena et Röger, 1997 ; de Masi, 1997 ; Giorno et Suyker, 1997) et d'une Banque Centrale à une autre (Fischer et al, 1997 ; Cette, 1997 ; Westermann, 1997). Il est courant de disposer pour une même année et pour un même pays, d'estimations différentes du PIB potentiel. Ainsi, dans le cas de la France, Drumetz et Verdelhan (1997), font observer que pour l'année 1995, les estimations de l'écart de PIB, selon différentes sources, sont de l'ordre de -0,5% à -3,5%.

Cotis et Joly (1997) reconnaissent que «face à la diversité des résultats et une certaine opacité des méthodes, il n'est pas toujours facile de se forger une opinion raisonnée sur le bon niveau de l'output gap, ni sur l'usage que l'on doit en faire» (p.192). Ces deux auteurs préconisent toutefois l'utilisation de l'output gap tendanciel dans les analyses conjoncturelles.

Dans son étude basée sur des données américaines, Taylor utilise l'output gap tendanciel, le PIB potentiel étant construit à partir d'une fonction de trend linéaire du PIB⁽⁶⁾ réel, d'où le concept de l'output gap de Taylor (Kozicki, 1999).

De façon générale, la règle de Taylor est très sensible aux différents paramètres requis pour son calcul. Drumetz et Verdelhan (1997) ont fait observer que «l'incertitude qui affecte la détermination des niveaux du taux d'intérêt neutre réel et de l'output gap peut conduire, d'un point de vue rétrospectif, à des appréciations divergentes quant à l'adéquation de la politique monétaire aux données fondamentales de l'économie. [...] D'un point de vue prospectif, cette incertitude affaiblit également la portée opérationnelle de l'équation de Taylor car elle est de nature à susciter des recommandations divergentes s'agissant de l'orientation à donner à la politique monétaire» (p.87).

4 : A titre d'exemple, En Australie et au Royaume Uni, la cible d'inflation est fixée par le gouvernement. En Finlande, Pologne, Espagne et Suède, la fixation de la cible d'inflation est du ressort de la Banque Centrale. Au Canada et en Nouvelle Zélande, la cible d'inflation est fixée conjointement par la Banque centrale et le gouvernement..

5 : «Malheureusement, l'estimation du trend ou du potentiel de production est plus un art qu'une science», Coe et McDermott, 1997.

6 : Dans cette approche, on suppose que l'économie croît à un taux constant.

3.3 - Lissage du taux d'intérêt

Le lissage du taux d'intérêt est un aménagement de la règle de Taylor. Adopté par Clarida et Gertler (1996) sur des données allemandes, et par Verdelhan (1998) sur des données des pays de la zone euro, le lissage part de l'hypothèse qu'une banque centrale à tendance à lisser les modifications de taux d'intérêt afin d'éviter une instabilité des taux pouvant entamer la confiance des agents économiques. La fonction de réaction est alors décrite en termes d'ajustement partiel du taux d'intérêt. Celui-ci s'ajuste, à chaque période, à la moyenne pondérée du taux d'intérêt désiré et du taux d'intérêt réalisé lors de la période précédente.

Partant de l'équation initiale (équation 1) ci-dessus, on peut faire les hypothèses suivantes :

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

H2 : $0 < \rho < 1$. C'est l'hypothèse généralement admise dans les modèles de lissage du taux d'intérêt.

Les études réalisées par Rudebusch(1995), Clarida et al (1997) et Sack (1998), citées par Williams (1999), ont montré que les taux des fonds fédéraux des Etats Unis, ont dû être ajustés graduellement à la suite des modifications des conditions économiques.

3.4 - Préréquis théoriques de la règle de Taylor : la relation entre le taux d'intérêt, l'écart de production et l'inflation.

La règle de Taylor repose explicitement sur l'hypothèse que l'objectif de la banque centrale dans la fixation des taux d'intérêt doit être de veiller à la stabilité des prix⁽⁷⁾. Le taux d'intérêt apparaît alors comme l'instrument opérationnel de la politique monétaire en vue de réguler l'offre et la demande de monnaie. En effet, une hausse des taux d'intérêt directs engendre une augmentation des tensions sur le marché de la liquidité en monnaie centrale. Le coût du refinancement des banques primaires s'élève, entraînant ainsi une hausse du prix du crédit et par conséquent une baisse du volume des crédits distribués. Au niveau des ménages, la hausse des taux d'intérêt entraîne une baisse de la demande de monnaie. La combinaison des effets induits par la hausse du taux d'intérêt agit négativement sur la demande agrégée, réduisant ainsi les tensions inflationnistes prévalant sur le marché des biens. On obtient l'effet inverse dans le cas d'une baisse des taux d'intérêt⁽⁸⁾. Toutefois, l'intensité des effets de la politique monétaire sur la sphère économique dépend de la vitesse de transmission de la variation des taux directs aux taux du marché.

En théorie monétaire, l'écart entre la demande agrégée et la production potentielle est une des sources de la pression sur les prix (Coe et McDermott, 1997 ; Williams, 1999). En effet, sur le marché des biens, l'inflation représente une variable d'ajustement entre la demande agrégée et la capacité normale de production. Une hausse de l'écart de production (différence entre la production offerte et la production potentielle) tend à accroître l'inflation. A contrario, une baisse de l'écart de production réduit la pression sur l'inflation. Diop et Pikbougoum (1998 et 1999) ont montré que les chocs d'offre pouvaient alimenter l'inflation dans les pays de l'UMOA. Cette relation positive entre les écarts de la production et le taux d'inflation est celle décrite par la courbe (ou la relation) de Phillips (voir annexe C).

Le niveau de la production potentielle fournit donc une cible pour la politique économique de gestion de la demande. En effet, les politiques monétaires et budgétaires devraient être expansionnistes (restrictives) si la demande est inférieure (supérieure) à la production potentielle. Un maintien de la production en dessous de son niveau potentiel pourrait être justifié par des objectifs prioritaires comme la réduction de l'inflation ou d'un déficit extérieur relativement élevé. Le Biyan et al (1997) estiment par ailleurs que «si la demande est insuffisante, la stratégie optimale consiste à diminuer au maximum les taux d'intérêt, puis si cela se révèle insuffisant, à provoquer une hausse du déficit public par baisse des impôts. Un pays qui ne peut diminuer ses taux d'intérêt (soit en raison d'accord de change, soit que ceux-ci soient déjà à un niveau plancher) doit accepter un gonflement plus fort de son déficit public» (p.47).

L'idée implicite de la règle de Taylor est que les variations de l'écart de production précèdent généralement les tensions inflationnistes. Une intervention précoce pour réduire les chocs sur le marché des biens permet de minimiser les fluctuations de l'inflation (Fischer et al, 1997). Le taux d'intérêt de court terme représente dès lors l'instrument adéquat à la disposition des autorités monétaires pour prévenir les risques d'inflation.

7 : Depuis la fin des années 80, la lutte contre l'inflation est devenue la priorité de la plupart des Banques centrales.

8 : C'est le mécanisme traditionnel de transmission de la politique monétaire à l'économie par le canal du taux d'intérêt..

3.5 - Quelques résultats empiriques de l'estimation de la règle de Taylor

Initialement estimée sur la base des 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 du gap d'inflation pris égaux chacun à un demi point⁽⁹⁾, sur l'absence du phénomène d'anticipation, sur la non prise en compte de la fixation graduelle du taux d'intérêt.

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 et de l'écart de production, 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 au taux d'inflation et à l'écart de production sont respectivement de 0,3 et 0,6. Le coefficient mesurant le degré de lissage du taux d'intérêt est de 0,76. En considérant une cible d'inflation égale à 2%, et en déduisant un taux d'intérêt d'équilibre égal à 3,4%, Verdelhan (1998) montre que depuis 1994, le taux de Taylor et le taux de marché de la zone euro sont très proches.

S'agissant toujours de la zone euro, Schnabel et Gerlach (1999), estiment sur la période 1990-1998, la règle de Taylor sans anticipation de l'inflation en utilisant des données trimestrielles. Ces auteurs considèrent comme variable endogène le niveau du taux d'intérêt, et comme variables explicatives l'écart de production, le taux d'inflation, et cinq variables binaires. Les résultats obtenus font ressortir un coefficient de 0,49 pour l'écart de production, et 1,51 pour le taux d'inflation. En réestimant l'équation de Taylor avec l'hypothèse d'anticipation de l'inflation et de lissage du taux d'intérêt, les coefficients de sensibilité du taux d'intérêt au taux d'inflation et à l'écart de production sont respectivement de 1,84 et 0,34. Il apparaît donc, à travers leurs travaux, que le taux d'intérêt de court terme est beaucoup plus sensible à l'inflation qu'à l'écart de production. Les taux d'intérêt calculés (ou taux de Taylor de la zone euro) sont relativement proches des taux d'intérêt historiques de la zone euro. On peut toutefois relever qu'ils diffèrent sensiblement de ceux obtenus par Verdelhan (1998). En effet, dans le cas de Verdelhan (1998), le coefficient de pondération du gap de production est plus important que celui de l'inflation. Schnabel et Gerlach (1999) trouvent un résultat inverse. En outre, le coefficient de lissage obtenu par ces derniers est relativement faible (0,18). Ces différences de résultats soulèvent le problème des limites liées aux méthodes de calcul du taux de Taylor.

Dans le cas particulier de la France, Drumetz et Verdelhan (1997), sur la base de données trimestrielles de la période 1994 à 1997, relèvent que le taux de Taylor ne décrit que très approximativement l'évolution passée du taux de court terme (le PIBOR). Ces auteurs ont retenu, comme préconisé par Taylor (1993), un coefficient de pondération de 0,5 aussi bien pour le gap de production que pour le gap d'inflation⁽¹⁰⁾. Toutes les variables de gap de production et d'inflation sont retardées d'une période.

S'agissant des pays en développement, et particulièrement des pays africains, les études portant vérification de la règle de Taylor sont rares. Une tentative a été faite par Abuka et al (1998) en vue de saisir la fonction de réaction des autorités monétaires de la Banque Centrale d'Ouganda. Mais les résultats ne sont pas significatifs. En effet, en considérant comme variables explicatives les gaps mensuels de production et d'inflation sur la période 1990 à 1998, en plus de la constante, ils obtiennent un coefficient de 0,11 pour le gap d'inflation, soit une valeur relativement faible. S'agissant du gap de production, son coefficient est négatif (-1,16), ce qui est contraire à la théorie. En réestimant l'équation avec la prise en compte de variables du secteur extérieur (la variation des réserves internationales, le taux de change réel), les résultats obtenus apparaissent relativement meilleurs, mais ils ne permettent pas une bonne description de l'historique des taux d'intérêt.

Sur un plan plus général, certains auteurs ont cherché à apprécier la robustesse de la règle de Taylor eu égard à ces différents paramètres de calcul et à sa spécification plus ou moins complexe avec la prise en compte de variables supplémentaires qui sont soit anticipées ou observées au cours de la période courante, soit retardées. Kozicki (1999) a particulièrement effectué plusieurs simulations sur des données américaines de 1983 à 1997 en combinant plusieurs modes de calcul de l'inflation avec différentes mesures de la production potentielle, un panier de coefficients de pondération du gap de production et d'inflation, des approches divergentes d'évaluation du taux d'intérêt réel d'équilibre,

9 : Taylor n'a pas véritablement justifié le choix de coefficients égaux, faisant simplement valoir que l'équation formulée sur la base de ces coefficients permettait un bon rapprochement des taux des fonds fédéraux calculés de ceux observés. En outre, Orphanides (1998) a constaté que l'efficacité avec laquelle la règle de Taylor reproduit les données historiques du taux d'intérêt diminue lorsqu'on utilise les données que les autorités avaient à leur disposition au moment de prendre leur décision plutôt que les statistiques révisées ou définitives que Taylor a utilisées.

10 : L'inflation retenue par ces auteurs résulte d'un lissage exponentiel du taux de croissance de l'indice des prix à la consommation, le coefficient d'atténuation du lissage exponentiel étant pris égal à 0,5.

et l'ajustement partiel ou non du taux d'intérêt nominal. Selon Kozicki (1999), la règle de Taylor peut être considérée comme robuste si les écarts de taux de Taylor calculé suivant différentes combinaisons de variables et de paramètres sont relativement faibles, voire nuls. En outre la règle peut être considérée comme fiable si le taux de Taylor estimé de façon économétrique permet de reproduire l'histoire des taux observés. Kozicki parvient à la conclusion que :

- La combinaison de l'inflation calculée suivant plusieurs approches, avec différentes évaluations de l'output gap, du taux d'intérêt réel d'équilibre et des coefficients de pondération, donne des résultats divergents, les écarts de *taux calculés* étant relativement importants. Par conséquent, la règle n'est pas robuste.

- L'estimation du taux de Taylor, en retardant les variables d'une période avec combinaison de diverses mesures de l'inflation et de l'output gap, et sans ajustement partiel du taux d'intérêt, ne permet pas de bien retracer l'histoire des taux des fonds fédéraux. Toutefois, les meilleurs résultats sont obtenus lorsque les combinaisons incluent le taux d'inflation anticipé. En réestimant les équations avec la prise en compte du lissage du taux d'intérêt et la combinaison de l'inflation anticipée avec plusieurs mesures du gap de production, Kozicki constate que les résultats obtenus retracent relativement bien l'historique des taux d'intérêt de court terme. Les écarts moyens absolus calculés sont relativement faibles. Kozicki en conclut que la fiabilité de la règle de Taylor est limitée par rapport au choix des variables et à sa spécification.

S'agissant de la possibilité de «compliquer» 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 proscrirent les fonctions de réaction complexes dont la robustesse n'est pas avérée dans leur étude. Taylor (1999) aboutit (encore) à la même conclusion.

IV - CALCUL DE LA REGLE DE TAYLOR DANS LES PAYS DE L'UMOA

4.1 - Approche méthodologique

L'approche adoptée pour le calcul de la règle de Taylor s'inspire des travaux de Verdelhan (1998), Taylor (1999), Christiano et Gust (1999), Gerlach et Schnabel (1999), Williams (1999).

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

$$i_t = (r - \alpha \Pi_{cible}) + (1 + \alpha)E(\Pi_{t,j} | \Omega_t) + \beta(y_t - \bar{y}_t) \quad (4)$$

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 :

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

Nous admettons que les agents économiques de l'UMOA sont convaincus de la capacité de la BCEAO à limiter l'inflation à son niveau objectif. Le niveau relativement modéré de l'inflation dans les pays de l'UMOA sur une longue période, et qui s'explique, entre autres, par la gestion prudente de la monnaie, justifie cette hypothèse. Dans ces conditions, $\mu = 0$ 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 :

$$i_t = (r + \Pi_{\text{cible}}) + \beta(y_t - \bar{y}_t) \quad (8)$$

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.

Dans le cas des pays de l'Union Monétaire Ouest Africaine (UMOA), la politique monétaire vise à assurer la stabilité des prix de façon à maintenir la compétitivité des pays de l'Union, à assurer une meilleure allocation des ressources et à limiter la fuite des capitaux par une politique de taux d'intérêt. S'agissant de la politique des taux d'intérêt, il y a lieu de rappeler qu'elle a subi de profondes mutations depuis 1962. En effet, entre 1962 et 1975, la politique de taux d'intérêt reposait sur des considérations keynésiennes visant à promouvoir l'investissement par une politique de taux d'intérêt bas afin d'accélérer la croissance des économies de l'Union. Il découle de ce fait que «peu d'intérêt était accordé au rôle du taux d'intérêt dans l'allocation des ressources » (BCEAO, 1995). Sur une longue période, cette politique de taux d'intérêt faible a découragé l'épargne et sa mobilisation par le secteur bancaire. Ces effets négatifs ont conduit à la définition de nouvelles règles de gestion de la monnaie et du crédit en 1975.

Ainsi, entre 1975 et 1989, les nouvelles orientations de la politique des taux d'intérêt ont visé, en particulier, à assurer une meilleure utilisation des ressources des Etats membres à l'intérieur de l'UMOA et à inciter les détenteurs de capitaux à maintenir sur place leurs liquidités. A cet effet, les autorités monétaires avaient estimé indispensable de fixer les taux d'intérêt à des niveaux compétitifs par rapport à ceux prévalant sur les marchés monétaires extérieurs, en particulier en France. En outre, afin d'assurer «le maintien des ressources d'épargne et leur recyclage optimal au sein des pays de l'Union, il a été créé un marché monétaire à trois compartiments («un jour», «un mois», «trois mois») géré par la BCEAO, et dont les taux sont déterminés par cette dernière en fonction de l'évolution des taux pratiqués sur les marchés monétaires extérieurs et de considérations liées à la conjoncture économique interne» (BCEAO, 1995).

Sur la base des changements intervenus depuis octobre 1989 dans la mise en œuvre de la politique monétaire, et renforcés par les mesures prises en 1993 par les autorités monétaires, la nouvelle politique des taux d'intérêt s'attache à promouvoir le recours aux mécanismes de marché et la mise en œuvre d'instruments indirects de gestion monétaire. Dans ce contexte, le taux d'intérêt apparaît comme l'instrument central de la politique monétaire.

Sur la base de ces considérations, on peut faire deux hypothèses :

Hypothèse 1 : Le différentiel d'inflation entre l'Union et la France (dinf) représente un gap d'inflation pertinent dans l'évolution du taux d'intérêt de l'UMOA. Cette hypothèse paraît plausible eu égard aux relations monétaires et économiques entre les pays de l'Union et la France. Nous admettons, en outre, que le taux d'inflation dans les pays de l'UMOA ne saurait s'écarter durablement de celui de la France⁽¹¹⁾, ce qui constitue une condition essentielle à la fixité de la parité entre le franc CFA et le franc français.

Hypothèse 2 : Le niveau du taux d'intérêt de court terme dans l'UMOA est lié à celui de la France. En effet, la Banque Centrale vise à travers sa politique de taux d'intérêt, à limiter les transferts de ressources vers des pays offrant des opportunités de placement plus intéressantes. Dès lors, il s'avère important d'inclure dans la fonction de réaction de la Banque Centrale, le gap d'intérêt (dint) entre la France, principal pays partenaire, et les pays de l'Union.

En tenant compte des deux hypothèses supplémentaires décrites ci-dessus, on peut inclure parmi les variables explicatives de l'équation (8) les différentiels dint et dinf. On obtient la fonction de réaction de la Banque Centrale :

$$i_t = (r + \Pi_{\text{cible}}) + \beta(y_t - \bar{y}_t) + \gamma \text{dint}_t + \lambda \text{dinf}_t \quad (9)$$

Si on admet que la BCEAO ajuste graduellement le niveau du taux d'intérêt par rapport à sa valeur retardée, la fonction de réaction de la BCEAO pourrait alors être décrite en termes d'ajustement partiel du taux d'intérêt par l'équation suivante :

$$i_t = \rho i_{(t-1)} + (1 - \rho)(r + \Pi_{\text{cible}}) + (1 - \rho)\beta(y_t - \bar{y}_t) + (1 - \rho)\gamma \text{dint}_t + (1 - \rho)\lambda \text{dinf}_t \quad (10)$$

Avec : dinf = différentiel d'inflation entre l'Union et la France ; dint= différentiel de taux d'intérêt entre la France et l'Union. β , γ , λ sont des paramètres positifs. ρ étant le coefficient de lissage

11 : Doe et Diallo (1997) avaient, en outre, montré que sur la période 1962-1995, le taux d'inflation en France était la principale variable explicative de l'inflation dans les Etats de l'UEMOA, aussi bien à court terme qu'à long terme.

$\lambda > 0$ représente la condition nécessaire d'une politique visant à réduire l'inflation par rapport au principal partenaire qu'est la France. En effet, lorsque la production atteint sa valeur tendancielle et que le différentiel d'intérêt est nul, tout différentiel d'inflation requiert une action sur les taux.

La valeur de γ doit tendre, au moins, vers l'unité. En effet, toutes choses étant égales par ailleurs, une politique monétaire visant à limiter la fuite des capitaux requiert l'ajustement du niveau du taux d'intérêt domestique à la valeur du taux d'intérêt cible.

L'équation (10) peut être réécrite sous la forme :

$$\dot{i}_t = c(1)*i_{(t-1)} + c(2)*(y_t - \check{y}_t) + c(3)*dint_t + c(4)*dinf_t + c(5) \quad (11)$$

$$\text{avec } c(5) = (1-\rho)(r + \Pi_{\text{cible}})$$

Afin de tenir compte de la disponibilité des informations à la date t , il convient de retarder les variables $dinf$, $(y_t - \check{y}_t)$ et $dint$. En effet, à la date t , les informations dont dispose réellement la banque centrale accusent un certain retard. Mc Callum (1997a) et Kozicki (1999) ont, à cet égard, critiqué les études utilisant des données contemporaines, arguant du fait que les données relatives à la situation de l'économie au temps t , ne sont pas souvent disponibles.

On a alors :

$$\dot{i}_t = c(1)*i_{(t-1)} + c(2)*(y_t - \check{y}_t)_{(t-1)} + c(3)*dint_{(t-1)} + c(4)*dinf_{(t-1)} + c(5) \quad (12)$$

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

$$\begin{aligned} \text{Avec : } \quad \lambda &= \frac{c(4)}{1 - c(1)} \\ \beta &= \frac{c(2)}{1 - c(1)} \\ r &= \frac{c(5)}{1 - c(1)} - \Pi_{\text{cible}} \\ \gamma &= \frac{c(3)}{1 - c(1)} \end{aligned}$$

La valeur de Π_{cible} est déterminée en dehors du modèle. Celle de r est soit déduite, soit calculée en dehors du modèle.

S'agissant du niveau du taux d'inflation objectif, il est défini par les autorités monétaires de la Banque Centrale à partir de 1997. Pour l'année 2000, l'objectif d'inflation (mesurée par la variation de l'indice de prix à la consommation) est fixé à 2%. Nous considérons que ce taux constitue le taux objectif pour la période étudiée.

Concernant le taux d'intérêt réel d'équilibre, nous admettons, à l'instar de Smets (1998) et de Kozicki (1999), qu'il est égal à la moyenne de l'écart entre le taux d'intérêt nominal et le taux d'inflation. Afin de ne prendre en compte que la tendance et limiter l'influence du choc résultant de la dévaluation, le taux r sera calculé sur la période 1970-1993. Ce taux d'intérêt réel d'équilibre sera comparé au taux réel d'équilibre déduit de l'équation estimée. En effet, connaissant le taux cible de l'inflation, le taux d'intérêt réel d'équilibre s'en déduit aisément comme indiqué plus haut.

Le gap de production sera égal à la variation en % entre le PIB réel et sa valeur potentielle. Le PIB potentiel peut être calculé soit par l'approche statistique, soit par l'approche structurelle. L'étude de DIOP (2000) a fait ressortir les différentes modes de calcul de la production potentielle, mais il ne sera retenu dans la présente étude que l'approche pour laquelle les estimations sont les meilleures.

Deux variables binaires sont prises en compte, Bn89 et Bn9093. Bn89 permet de saisir le comportement des taux d'intérêt suite à la libéralisation financière intervenue en 1989. Bn9093 caractérise le comportement des autorités monétaires résultant des anticipations de dévaluation sur la période 1990-1993. En effet, dans un contexte d'anticipation de dévaluation du FCFA, les agents économiques sont amenés à transférer de la monnaie hors de la zone CFA afin de profiter de la prime de dévaluation. La théorie économique suggère dans ce cas une hausse des taux d'intérêt afin de

limiter la fuite des capitaux. L'effet théorique attendu de ces deux variables binaires devrait donc être positif.

Il n'est pas apparu pertinent de retenir, a priori, une variable binaire représentant l'année de dévaluation (BN94) dans la mesure où la Banque centrale, par le biais des taux, est supposée agir plus sur les comportements d'anticipation des agents économiques que sur les comportements courants. Certes, la politique monétaire s'ajuste aux réactions des agents économiques résultant de «l'effet de surprise» (de l'effectivité de la dévaluation). Mais ces réactions sont limitées dans le très court terme.

Le taux de Taylor calculé sur la base de l'équation (12) sera comparé au taux du marché monétaire considéré comme le taux de court terme. C'est également le taux qui a été utilisé par Diarisso et Samba (1999) dans le calcul de l'indice des conditions monétaires de la BCEAO.

De façon générale, l'estimation des règles de politique monétaire porte sur des données trimestrielles⁽¹²⁾. Dans le cadre de cette étude, l'estimation sur données annuelles se justifie par le fait que dans les pays de l'Union, les données statistiques, en particulier le PIB réel, ne sont pas disponibles sur une période infra annuelle. Toutefois, afin de prendre en compte la réaction (théorique et/ou effective) de la Banque Centrale à la suite de divers changements des variables économiques en cours d'année, il a paru nécessaire de trimestrialiser le PIB réel et procéder à une estimation sur la base de données trimestrielles.

4.2 - Résultats économétriques

4.2.1 - Données utilisées

Les taux directeurs sont fixés de façon uniforme pour l'ensemble des pays de l'UMOA. Dans ces conditions, il est apparu pertinent d'utiliser les données agrégées des pays de l'Union.

Les données annuelles utilisées couvrent la période 1970-1999. Sur la période 1970-1975, le taux d'intérêt du marché monétaire utilisé découle de l'étude de Diarisso et Samba (1999). Il s'agit d'un taux calculé en supposant que son rythme d'évolution est identique à celui du taux d'escompte⁽¹³⁾.

Le PIB à prix constants provient des statistiques publiées dans les World Tables (1995) de la Banque Mondiale, complétées par les données de la BCEAO après ajustement des taux de croissance. Le PIB agrégé de l'UMOA est mesuré par la somme des PIB à prix constants des pays membres⁽¹⁴⁾.

L'inflation est mesurée par la variation de l'indice des prix à la consommation et les données proviennent des Instituts Nationaux de la Statistique des pays membres⁽¹⁵⁾.

S'agissant des données externes à l'Union (taux du marché monétaire et taux d'inflation en France), elles proviennent des statistiques financières du FMI.

Les données trimestrielles portent sur la période 1991 : 2 à 1999 : 1. Mais de 1991 : 2 à 1993 : 4, les données trimestrielles relatives à l'inflation ont été rétropolées.

Les séries trimestrielles concernant le taux d'inflation et le taux du marché monétaire en France proviennent de l'annuaire des Statistiques Financières Internationales (IFS) du FMI.

Les taux trimestriels du marché monétaire de l'UMOA sont des moyennes simples calculées sur la base des taux mensuels fournis par la BCEAO.

S'agissant de la production trimestrielle, les données sont obtenues par linéarisation des données annuelles sur la base de la méthodologie développée par Golstein et Khan (1976), cités par Dossou (1998)⁽¹⁶⁾. Elles ont été utilisées pour calculer la production potentielle trimestrielle.

4.2.2 - Estimations de la fonction de réaction

Après plusieurs estimations économétriques, il est ressorti que les meilleurs résultats sont obtenus lorsque le gap de production est calculé à partir de la production tendancielle lissée à l'aide

12 : Dans les pays développés où les statistiques infra-annuelles sont disponibles, la plupart des études afférentes utilisent des données trimestrielles.

13 : Le marché monétaire n'existe que depuis 1975.

14 : Exceptée la Guinée-Bissau pour laquelle on ne dispose pas de données sur longue période.

15 : Le taux d'inflation dans l'UEMOA (hormis la Guinée-Bissau) est une moyenne pondérée par le poids de chaque pays dans les dépenses de consommation de l'Union.

16 : Un exposé relativement détaillée de la procédure figure en annexe de Dossou (1998). Verdelhan (1998) avait, dans le cas de son étude, calculé les PIB trimestriels de certains pays par linéarisation des données annuelles, mais il n'a pas précisé la méthodologie utilisée.

du filtre de Hodrick Prescott (HP). Le gap de production utilisé est donc celui obtenu par différence entre le PIB réel observé et le PIB tendanciel avec lissage du filtre HP.

Les différentes estimations sont faites par les moindres carrés ordinaires et elles incorporent automatiquement la correction de l'hétéroscédasticité de White.

4.2.2.1 - Résultats obtenus sur la base de données annuelles

La règle de Taylor, dans le cas de la BCEAO, peut s'écrire :

$$i_t = \rho i_{(t-1)} + (1 - \rho)[2,66 + \Pi_{\text{cible}} + 0,66*(y_t - \bar{y}_{(t-1)}) + 2,61 \text{dint}_{(t-1)}] \quad (13)$$

avec $\rho = 0,82$.

Il résulte de cette fonction de réaction, que sur une base annuelle, le différentiel de taux du marché monétaire représente la principale variable d'ajustement du taux du marché monétaire de l'UMOA.

La relation (13) fait ressortir un coefficient négatif et statistiquement non significatif concernant l'inflation (tableau 1, équation 1). Cette relation négative est due, en particulier, à l'évolution inverse du taux du marché monétaire et du taux d'inflation (graphique 1) de 1970 à 1999. Toutefois, deux périodes peuvent être distinguées : de 1970 à 1989, soit la période avant la réforme, la relation est globalement positive mais non significative (le coefficient de corrélation simple est de 0,03) ; de 1990 à 1999, la relation est négative (coefficient de corrélation simple égal à -0,16). Pour toutes les autres variables, les coefficients sont significatifs et ont les signes présumés.

Le modèle a ensuite été réestimé sans le différentiel d'inflation (tableau 1, équation 2) et une correction de l'autocorrélation a été effectuée (tableau 1, équation 3). L'équation 3 du tableau 1 représente donc le résultat finalement obtenu de la fonction de réaction de Taylor.

Le coefficient d'ajustement partiel du taux d'intérêt est de 0,82, ce qui tend à montrer une forte tendance à fixer le niveau du taux d'intérêt en fonction de sa valeur passée. Cette valeur du coefficient de lissage du taux d'intérêt est comparable à celles d'autres auteurs. En effet, sur des données américaines trimestrielles, Williams (1999) trouve un coefficient d'ajustement partiel de 0,83 (période 1980-1997), Levin et al (1998) observent une valeur de 0,80 (période 1980-1996). Kozicki (1999) obtient également une valeur de 0,80 (période 1983-1997). Ces résultats contredisent la règle simple de Taylor (1993) qui fait l'hypothèse implicite que la fixation du taux d'intérêt de court terme est indépendante de la valeur passée de celui-ci.

S'agissant de l'output gap, son coefficient de pondération est de 0,66, une valeur proche de celle de 0,5 préconisée par Taylor (1993) pour les Etats Unis. Dans le cas des pays de la zone euro, Verdelhan (1998) trouve un coefficient de 0,6. On peut souligner toutefois que dans le cas des Etats Unis, les diverses simulations effectuées par Kozicki (1999) en combinant différentes mesures de l'output gap et l'inflation, avec ajustement partiel du taux d'intérêt, révèlent que dans la majorité des cas, le coefficient de l'output gap est statistiquement égal à 0,5 (période 1983-1997).

Concernant le différentiel du taux du marché monétaire, son coefficient de pondération (2,61) est supérieur à celui de l'output gap et du taux d'intérêt retardé. Ceci constitue une indication du fait que l'évolution du différentiel de taux du marché monétaire avec la France occupe une place prépondérante dans le processus de prise de décision des autorités de la BCEAO. En outre, cela implique une forte tendance à ajuster le taux du marché monétaire de la BCEAO par rapport à celui de la France.

L'objectif d'inflation considéré étant de 2 %, le taux d'intérêt réel d'équilibre déduit est de 2,66 %. Sachant que le taux d'intérêt réel d'équilibre calculé sur la période 1970-1993 est de 2,18 %, il en résulte un différentiel relativement faible de 0,48 point de pourcentage. Ce résultat est intéressant dans la mesure où il révèle que le niveau du taux d'intérêt réel d'équilibre peut être justifié empiriquement. Drumetz et Verdelhan (1997) ont par contre, dans le cas de la France, pris, sans véritable justification⁽¹⁷⁾, un taux d'intérêt réel d'équilibre égal à 3,5 %. Dans le cas de la zone euro, Gerlach et Schnabel (1999) avaient trouvé une valeur de 3,55 % alors que Verdelhan (1998) a déduit de ses résultats une valeur de 3,4%.

De façon globale, les variables retardées du taux du marché monétaire, du gap de production et du différentiel du taux du marché monétaire expliquent 90% de l'évolution du taux du marché monétaire. Toutefois, en comparant les niveaux historiques du taux d'intérêt à ceux estimés par la fonction de réaction, on peut distinguer deux sous périodes (voir graphique 2) : la période 1970-1986 marquée par des écarts relativement importants, et la période 1987-1999 caractérisée par une bonne

17 : Les auteurs font simplement valoir qu'il s'agit d'un taux préconisé par Sachs (1996).

description de l'évolution passée du taux du marché monétaire. On note par ailleurs que les écarts sont très réduits depuis la modification de la parité du FCFA, ce qui tend à montrer une bonne adéquation du niveau du taux du marché monétaire aux fondamentaux que sont le différentiel du taux du marché monétaire avec la France, les tensions sur le marché des biens mesurées par l'évolution du gap de production, et le niveau du taux d'intérêt retardé.

Concernant les variables binaires, elles sont toutes significatives et ont les signes attendus. S'agissant de Bn89, son signe positif implique que l'année de la libéralisation financière a coïncidé avec une hausse des taux d'intérêt. Le signe positif de Bn9093 signifie qu'en moyenne, les autorités monétaires ont ajusté les taux à la hausse, en raison des anticipations de dévaluation du FCFA.

4.2.2.2 - Résultats obtenus sur la base de données trimestrielles

La règle de Taylor, sur base trimestrielle, dans les pays de l'UMOA, s'écrit :

$$\dot{i}_t = \rho i_{(t-1)} + (1-\rho)[3,92 + \Pi_{\text{cible}} + 0,31 * \text{dinf}_{(t-2)} + 1,25 * (y_t - \ddot{y}_t)_{(t-2)} + 0,96 * \text{dint}_{(t-1)}] \quad (14)$$

avec : $\rho = 0,76$

On en déduit que, sur une base trimestrielle le taux d'intérêt du marché monétaire est relativement plus sensible à l'écart de production qu'au différentiel du taux d'intérêt.

Les résultats obtenus (tableau 2) font ressortir un lissage du taux du marché monétaire. En effet, le coefficient de lissage est significatif et il présente un signe positif conforme au postulat théorique de base. En outre, sa valeur (0,76) est sensiblement égale à celle obtenue avec les données annuelles (0,82).

Le différentiel d'inflation retardé de deux trimestres est apparu statistiquement significatif, avec le signe escompté. Toutefois, le coefficient de sensibilité (élasticité) est relativement faible (0,31). Cette valeur s'écarte quelque peu de celle initialement préconisée par Taylor dans le cas des Etats Unis. Elle implique donc un faible ajustement du taux du marché monétaire de l'UMOA par rapport au différentiel d'inflation. Verdelhan (1998), dans son étude portant sur la zone euro, trouve une valeur similaire (0,30) pour le coefficient de sensibilité affectant l'écart d'inflation (différence entre l'inflation observée et la cible d'inflation).

S'agissant du gap de production (retardé de deux trimestres), il apparaît également significatif, avec le signe positif attendu. Toutefois, son coefficient de sensibilité est relativement plus élevé (1,25), que celui obtenu avec les données annuelles. Comparé au coefficient du taux d'inflation, cela suppose une réaction plus rapide dans l'ajustement du taux du marché monétaire face aux risques d'inflation pouvant découler d'un choc sur le marché des biens. Ce résultat est l'inverse de celui obtenu par Gerlach et Schnabel (1999) dans le cas de la zone euro. En effet, ces derniers ont obtenu pour l'écart d'inflation (différence entre l'inflation anticipée sur 4 trimestres et la cible d'inflation) et le gap de production, respectivement des élasticités de 1,84 et 0,34. En d'autres termes, la politique monétaire en zone euro est plus sensible aux écarts entre l'inflation anticipée et l'inflation cible qu'aux écarts de production. Il est aussi significatif de constater que les résultats de Gerlach et Schnabel (1999) contredisent ceux de Verdelhan (1998) dans la mesure où ces derniers tendent à montrer, au contraire, que dans la zone euro, la politique monétaire réagit plus rapidement aux chocs sur le marché des biens (coefficient de sensibilité = 0,6) qu'aux chocs résultant d'un écart d'inflation (coefficient de sensibilité = 0,3). Les résultats dans la zone euro sont donc divergents.

Concernant le différentiel de taux du marché monétaire, il est significatif et présente le signe positif attendu. La valeur du coefficient de sensibilité (0,96) est quasiment égale à l'unité. Ainsi, à l'instar du résultat obtenu avec les données annuelles, on note un ajustement de la politique monétaire à la suite d'une modification du taux du marché monétaire en France. Toutefois, la valeur du coefficient de sensibilité est relativement plus faible que celle obtenue sur la base de données annuelles.

Les variables binaires retenues concernent les trois années précédant la dévaluation (Bn9193) et l'année de la dévaluation (Bn94). Elles sont apparues statistiquement significatives et présentent les signes positifs attendus.

En considérant toujours l'objectif d'inflation égal à 2%, le taux d'intérêt réel d'équilibre déduit est de 3,92 %. Sachant que le taux d'intérêt d'équilibre calculé est de 2,18% il en résulte un écart de 1,74 %. Le taux d'intérêt réel d'équilibre déduit est comparable à ceux généralement obtenus dans le cas de la zone euro : Gerlach et Schnabel (1999) avaient trouvé une valeur de 3,55% alors que Verdelhan (1998) a déduit de ses résultats une valeur de 3,4%.

De façon générale, les variables de taux du marché monétaire et du différentiel de taux du marché monétaire retardées d'un trimestre, le gap de production et le différentiel d'inflation retardés

de deux trimestres, expliquent 97 % de la variation du taux du marché monétaire. La fixation du taux du marché monétaire obéit donc bien à l'évolution des variables macroéconomiques fondamentales. Néanmoins, en comparant les niveaux historiques du taux du marché monétaire aux valeurs estimées, on peut distinguer deux périodes (voir graphique 3). De 1991 : 2 à 1993 : 4 les écarts paraissent relativement importants. Toutefois, de 1994 : 1 à 1999 : 1, les écarts sont «normaux», ce qui laisse penser que les fondamentaux économiques ont eu un impact considérable dans la politique monétaire menée depuis la modification de la parité du FCFA.

CONCLUSION

La présente étude a cherché à répondre à une question principale : l'évolution des taux d'intérêt de court terme de l'UMOA peut-elle être décrite en termes de règle ou de fonction de réaction de la Banque Centrale ? Sur le plan empirique, c'est la règle de Taylor qui est la principale référence pour les banques centrales, en particulier celles ayant opté pour un régime de stabilité des prix. Dans le cas des pays de l'UMOA, des aménagements ont été apportés à cette règle afin de tenir compte des différentiels d'inflation et de taux du marché monétaire par rapport à la France.

Sur la base de données annuelles, les résultats des estimations faites sur la période 1970-1999, permettent de conclure que les taux historiques du marché monétaire sont relativement bien décrits de 1987 à 1999 par une fonction de réaction de la banque centrale. Celle-ci fait dépendre le niveau du taux d'intérêt du marché monétaire des variables retardées du gap de production (indicateur des tensions sur le marché des biens), du différentiel de taux du marché monétaire, de la valeur passée du taux d'intérêt, et d'une constante proportionnelle à la somme du taux d'inflation objectif et du taux d'intérêt réel d'équilibre.

En considérant les données trimestrielles, les estimations faites sur la période 1991 : 1 à 1999 : 1 montrent que pour la période de 1994 : 1 à 1999 : 1, les taux historiques du marché monétaire sont relativement en ligne avec l'évolution des fondamentaux économiques que sont les variables de taux du marché monétaire et du différentiel de taux du marché monétaire retardées d'un trimestre, le gap de production et le différentiel d'inflation retardés de deux trimestres.

Il importe de relever qu'en dépit de la relative pertinence de la fonction de réaction telle que décrite pour l'UMOA, la règle de Taylor comporte des limites liées au choix (ou à l'estimation) des coefficients de pondération des différents écarts, à la détermination du taux d'intérêt neutre et à l'estimation du gap de production.

La fonction de réaction définie pour les pays de l'UMOA, ne peut donc constituer une règle d'application automatique par les autorités monétaires. Cependant, elle peut constituer une référence (*un benchmark*), un repère dans le système de décisions de la BCEAO.

REFERENCES BIBLIOGRAPHIQUES

- 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.
- Avouyi-Dovi, Sanvi (1998) : «Spécificités des règles de politiques monétaires», Document présenté au Séminaire sur les développements récents en théorie macro-économique, BCEAO, 30/11/98 au 04/12/98
- B.C.E.A.O. : «Le nouveau dispositif de gestion monétaire dans l'UMOA», *Etudes et Recherches*, N° 451 - août-septembre 1995.
- Cette, G. (1997) : «Positionnement dans le Cycle : Quelques Evaluations pour l'Economie Française». *Economie Internationale*, N° 69, p. 153-173.
- Clarida, R et M. Gertler (1996) : «How the Bundesbank conducts monetary policy», *NBER, Working paper*, N° 5581.
- Clarida, R., Gali, J., et M. Gertler (1997) : «Monetary Policy Rules and Macroeconomic Stability : Evidence and some Theory», manuscript, New York University.
- Coe, D.T., McDermott, C.J. (1997) : «Does the Gap Model Work in Asia ?». *IMF, Staff Working Papers*, vol. 44, N° 1, march.
- Cotis, J.P, Joly, H. (1997) : «Croissance Tendancielle Croissance Potentielle et Output Gap : les analyses de la Direction de la Prévision», *Economie Internationale*, N° 69, p. 191-207.
- De Masi, P.R. (1997) : «Les Estimations de l'Ecart de Production du FMI». *Economie Internationale*, N° 69, p 97-108.
- Diarisso, S., Samba-Mamadou, O. (1999) : «Les Conditions Monétaires dans l'UEMOA : Confection d'un indice communautaire». *BCEAO, Document d'Etude et de Recherche DER/99/03*.
- Diop, P. L., Pikbougoum, G. (1998) : « L'impact de la crise du secteur de l'énergie électrique sur la croissance et l'inflation au Bénin et au Togo», *BCEAO, Document de Travail, DTR/98/01*.
- Diop, P. L., Pikbougoum, G. (1999) : «L'impact de la crise du secteur de l'énergie électrique sur la croissance et l'inflation au Mali et au Sénégal», *BCEAO, Document de Travail, DTR/99/01*.
- Diop, P.L. (2000) : «La production potentielle de l'UEMOA», *BCEAO, DER/00/03*.
- Doe, L., Diallo, M. L. (1997) : «Déterminants empiriques de l'inflation dans les pays de l'UEMOA», *BCEAO, Etudes et Recherches, NIS N° 476, décembre*.
- Doe, L., Diarisso, S. (1998) : «De l'origine monétaire de l'inflation dans les pays de l'UEMOA», *BCEAO, Etudes et Recherches, NIS N° 480-481-482, avril/mai/juin*.
- Dossou, A. (1998) : «Analyse Econométrique de la Demande de Monnaie au Bénin et au Ghana», *BCEAO, Etudes et Recherches, NIS N° 479, mars*.
- Drumetz, F. et A. Verdelhan (1997) : «Règle de Taylor : Présentation, Applications et Limites». *Bulletin de la Banque de France*, N° 45.
- Fischer, P. G., Mahadeva, L. et J.D. Whitley (1997) : «Utiliser l'Ecart de Production pour Prévoir l'Inflation : l'expérience de la Banque d'Angleterre». *Economie Internationale*, N° 69, p. 135-152.
- Gerlach, S. et G. Schnabel (1999) : «The Taylor Rule and Interest Rates in the EMU area : a note». *BIS Working Papers*, N° 73.
- Giorno, C. et W. Suyker (1997) : « Les Estimations de l'Ecart de Production de l'OCDE». *Economie Internationale*, N° 69, p.109-134
- Goldstein, M. et M.S. Khan (1976) : «Large Versus Small Prices and the Demand for imports», *IMF Staff Papers*, vol.23, pp.200-225.
- Haldane, A.G. et N. Batini (1999) : «Forward-Looking Rules for Monetary Policy», in John B. Taylor (Ed.) *Monetary Policy Rules*, Chicago, : University of Chicago Press, Forthcoming.
- Henderson D.W. et W.J Mc Kibbin (1993) : «A Comparison of Some Basic Monetary Policy Regimes for Open Economy : Implications of Different Degrees of Instrument Adjustment and Wage Persistence», *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 39, p. 221-317.

- Kozicki, S. (1999) : «How Useful are Taylor Rules for Monetary Policy», Federal Reserve Bank of Kansas City, *Economic Review*, Second Quarter.
- Le Biyan, H., Sterdyniak, C. Philippine (1997) : «La notion de croissance potentielle a t-elle un sens ?», *Economie Internationale*, N° 69, p.17-53.
- Levin, A., Wieland, V. et J.C. Williams (1999) : «Robustness of Simple Monetary Policy Rules Under Model Uncertainty», in John B. Taylor (Ed.) *Monetary Policy rules*, University of Chicago Press, forthcoming.
- McCallum B.T. (1997a) : «Issues in the design of monetary policy rules», NBER, *Working Paper*, N° 6016.
- McCallum B.T. (1997b) : «The alleged instability of nominal income targeting», NBER, N° 6291.
- Ongena, H. et W. Röger (1997) : «Les Estimations de l'Ecart de Production de la Commission Européene». *Economie Internationale*, N° 69, p. 77-95.
- Orphanides, A. (s1998) : «Monetary Policy Evaluation with Noisy Information», Finance and Economics Discussion Series, 1998-50, *Federal Reserve Board*.
- Poole, W. (1999) : «Monetary Policy Rules ?», *Review of Federal Reserve Bank of Saint-Louis*, march/april.
- Rudebusch, G.D. (1995) : «Federal Reserve Interest Rate Targeting, Rational Expectations and the Term Structure», *Journal of Monetary Economics*, 35, 245-274.
- Rudebusch, G.D. et L.E.O. Svensson, (1998) : «Policy Rules for Inflation Targeting», Center for Economic Policy Research, Discussion Paper, N° 1999.
- Sachs, G. (1996) : «The International Economic analyst», volume 11, issue 6, juin.
- Sack, B. (1998) : «Does the Fed act Gradually ? a VAR analysis», *FEDS Working Paper*, 1998-17.
- Siklos, P.L. (1999) : «Inflation Target Design : Changing Inflation Performance and Persistence in Industrial Countries», *Review of Federal Reserve Bank of Saint-Louis*, march/april.
- Smets, F. (1998) : «Output Gap Uncertainty : Does it Matter for the Taylor Rule ?». *BIS Working Papers*, N° 60.
- Svensson, L.E.O. (1997) : «Inflation Targeting : Some Extensions», *NBER, Working Paper N° 5962*.
- Taylor, J. (1993) : «Discretion Versus Policy Rules in Practice». *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, N° 49.
- Taylor, J. (1999) : «The Robustness and Efficiency of Monetary Policy Rules as Guidelines for Interest Rate Setting by the European Central Bank», Manuscrit, Stanford University. Version révisée du document préparé pour la conférence sur les règles de politique monétaire (12-13 juin 1998), Université de Stockholm.
- Verdelhan, A. (1998) : «Taux de Taylor et Taux de Marché de la zone euro». *Banque de France, Service d'étude sur la politique monétaire*, SEPM n°.98-97/3.
- Westermann, T. (1997) : «Le Calcul des Capacités de Production Utilisé par la Bundesbank». *Economie Internationale*, N° 69, p. 175-189.
- Williams, J.C. (1999) : «Simple Rules for Monetary Policy», *Working Paper*, Board of Governors of the Federal Reserve System.

Signification des sigles utilisés

- i = taux du marché monétaire de l'UEMOA ;
- r = taux d'intérêt réel d'équilibre ;
- dint = différentiel de taux du marché monétaire (taux du marché monétaire de la France - taux du marché monétaire de l'UEMOA) ;
- dinf = différentiel d'inflation ;
- gap = gap de production $[100 * (\text{PIBR} - \text{PIBRP}) / \text{PIBRP}]$ avec PIBR = produit intérieur brut réel, et PIBRP = produit intérieur brut réel potentiel) ;
- Bn89 = variable muette prenant une valeur de 1 en 1989 et 0 les autres années ;
- Bn9093 = variable muette prenant une valeur de 1 de 1990 à 1993, et 0 les autres années ;
- Bn9193 = variable muette prenant une valeur de 1 de 1991 à 1993, et 0 les autres années ;
- Bn94 = variable muette prenant une valeur de 1 en 1994, et 0 les autres années.

ANNEXE A : Principaux résultats économétriques

Tableau 1 : Estimation de la fonction de réaction de la Banque Centrale
(Variable dépendante = niveau du taux du marché monétaire)
 (données annuelles)

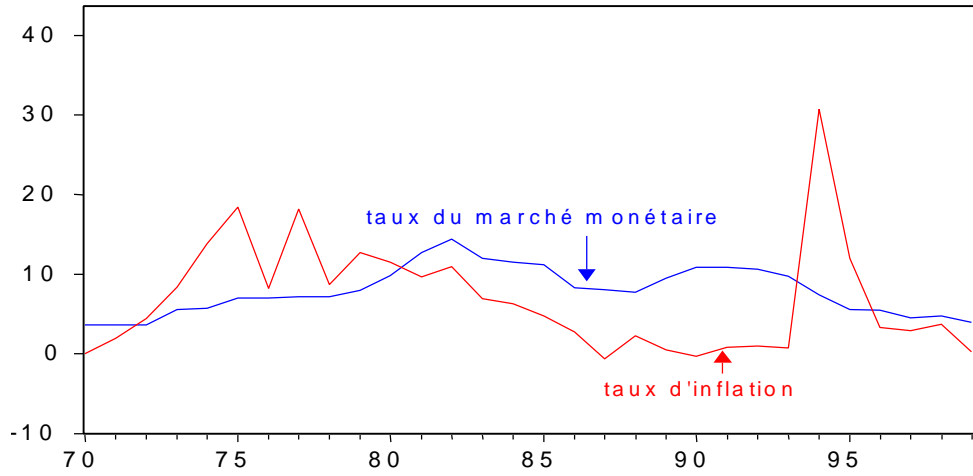
| <i>Variables</i> | <i>Coefficient</i> | | |
|---|--------------------|-------------------|-------------------|
| | <i>Equation 1</i> | <i>Equation 2</i> | <i>Equation 3</i> |
| Constante | 1,16 (2,41) | 0,97 (1,95) | 0,84 (2,49) |
| i(-1) | 0,79 (13,69) | 0,81 (13,62) | 0,82 (21,66) |
| gap(-1) | 0,11 (4,46) | 0,12 (4,97) | 0,12 (5,16) |
| dint(-1) | 0,40 (3,35) | 0,38 (4,22) | 0,47 (7,17) |
| dinf(-1) | -0,02 (-0,79) | | |
| Bn89 | 2,16 (13,15) | 2,22 (15,47) | 2,37 (14,84) |
| Bn9093 | 1,66 (4,48) | 1,75 (5,14) | 1,86 (5,73) |
| AR(2) | | | -0,50 (-3,28) |
| R ² ajusté | 0,88 | 0,89 | 0,90 |
| F-statistic | 35,94 | 48,00 | 41,64 |
| Principaux paramètres de la fonction de réaction | | | |
| <i>Paramètres</i> | | <i>Valeur</i> | |
| ρ | | 0,82 | |
| λ | | 0 | |
| β | | 0,66 | |
| γ | | 2,61 | |
| π_{cible} | | 2 | |
| r calculé (moyenne) | | 2,18 | |
| r déduit | | 2,66 | |

Tableau 2 : Estimation de la fonction de réaction de la Banque Centrale
(Variable dépendante = niveau du taux du marché monétaire)
 (données trimestrielles)

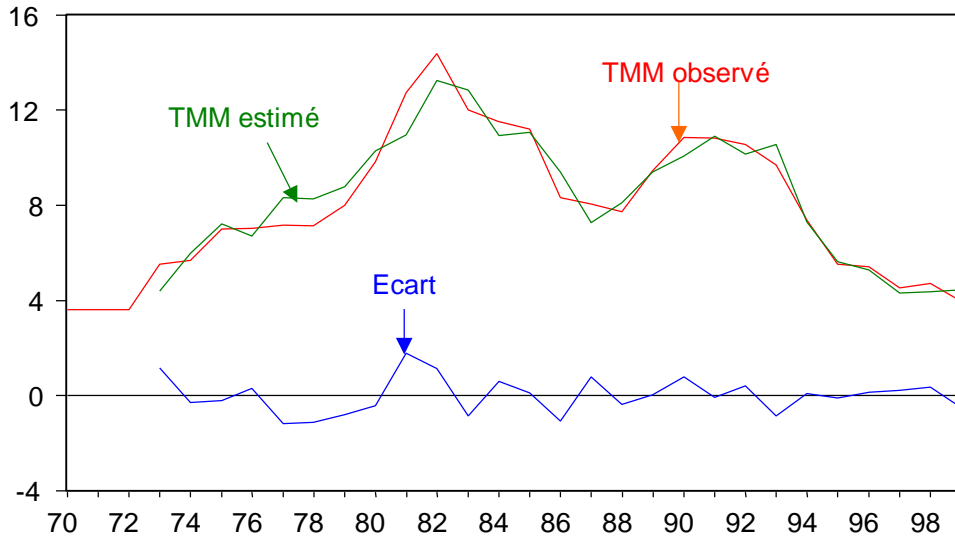
| <i>Variables</i> | <i>Coefficient</i> |
|---|--------------------|
| | <i>Equation 1</i> |
| Constante | 1,42 (2,30) |
| i(-1) | 0,76 (6,68) |
| gap(-2) | 0,30 (2,81) |
| dint(-1) | 0,23 (3,43) |
| dinf(-2) | 0,075 (1,77) |
| Bn9193 | 1,73 (3,21) |
| Bn94 | 2,59 (11,05) |
| R ² ajusté | 0,97 |
| F-statistic | 153,5 |
| Principaux paramètres de la fonction de réaction | |
| <i>Paramètres</i> | <i>Valeur</i> |
| ρ | 0,76 |
| λ | 0,31 |
| β | 1,25 |
| γ | 0,96 |
| π_{cible} | 2 |
| r calculé (moyenne) | 2,18 |
| r déduit | 3,92 |

ANNEXE B : Graphiques

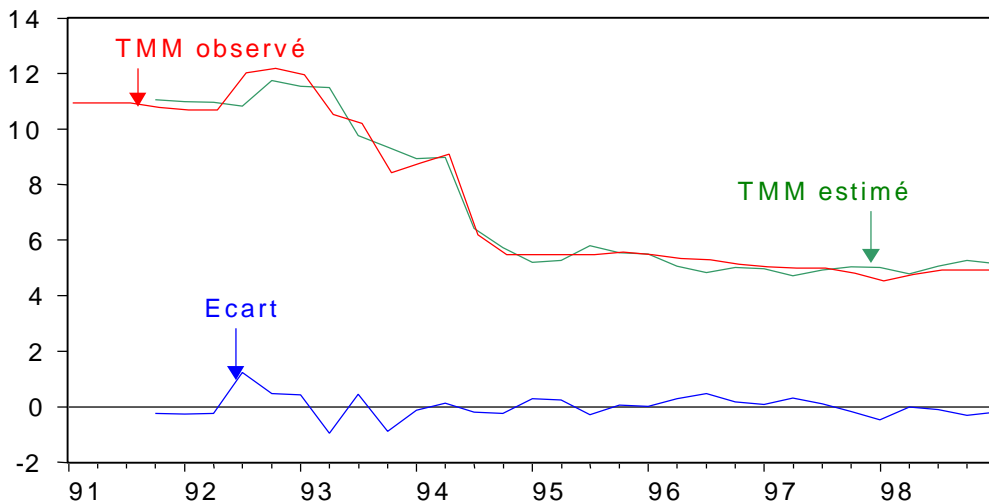
Graphique 1 : Evolution du taux d'inflation et du taux du marché monétaire



Graphique 2 : Evolution du taux annuel du marché monétaire (TMM)



Graphique 3 : Evolution du taux trimestriel du marché monétaire (TMM)



ANNEXE C : Relation entre l'écart de production et l'inflation.

La relation entre l'inflation et l'écart de production peut être décrite brièvement à l'aide de la relation de Phillips, augmentée des anticipations d'inflation^(*) :

$$\Pi_t = \phi \Pi_{t,t+1}^e + (1-\phi)\Pi_{t-1} + \gamma(y - \bar{y})_t \quad (1)$$

$$\Pi_{t,t+1}^e = \mu \Pi_{t-1} + (1-\mu)\Pi_{cible} \quad (2)$$

$$\Rightarrow \Pi_t = \alpha + \beta \Pi_{t-1} + \gamma(y - \bar{y})_t \quad (3)$$

$$\text{avec : } \alpha = \phi(1-\mu)\Pi_{cible} \quad \text{et} \quad \beta = \phi\mu + (1-\phi)$$

Π = taux d'inflation ; $\Pi_{t,t+1}^e$ = taux d'inflation anticipé au temps t pour la période t+1 ;

Π_{cible} = l'objectif d'inflation du gouvernement et ou de la Banque Centrale^(**) ;

$(y - \bar{y})$ = écart de production.

Le paramètre ϕ dont la valeur est comprise entre 0 et 1 mesure la viscosité de l'inflation μ est un paramètre mesurant la crédibilité de l'objectif d'inflation.

L'équation (2) 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. Deux hypothèses extrêmes peuvent être émises sur la valeur de μ :

Hypothèse 1 : L'objectif d'inflation, explicite ou implicite, est crédible ($\mu = 0$) et l'inflation est visqueuse ($\phi < 1$). Dans ce cas, l'équation (1) s'écrit :

$$\Pi_t = \phi \Pi_{cible} + (1-\phi)\Pi_{t-1} + \gamma(y - \bar{y})_t \quad (4)$$

ϕ et γ étant des paramètres positifs, toute variation positive (négative) de l'écart de production accentue (réduit) l'inflation.

Hypothèse 2 : L'objectif d'inflation n'est pas crédible ($\mu = 1$). Cette hypothèse implique que

$\alpha = 0$ et $\beta = 1$. L'équation (1) s'écrit dans ce cas :

$$\Pi_t = \Pi_{t-1} + \gamma(y - \bar{y})_t \quad (5)$$

Dans cette hypothèse, l'inflation est indéfiniment croissante avec la variation positive de l'écart de production, et inversement. Sous cette forme, on retrouve le modèle dit du gap de production et de l'inflation (Coe et McDermott, 1997).

Il apparaît donc à travers cette relation simple de la courbe de phillips, que l'écart de production joue un rôle important dans la variabilité des prix, l'effet attendu étant particulièrement important lorsque la cible d'inflation n'apparaît pas crédible pour les agents économiques.

(*) : Les développements qui suivent s'inspirent largement de l'article de Fischer et al, 1997.

(**) : La règle de politique monétaire admise ici est telle que le taux moyen $\Pi_{cible} = \alpha/(1-\beta)$.

**Liste des dossiers, études et recherches publiés
dans les Notes d'Information et Statistiques (NIS)**

BCEAO (1994) :

- "Principales orientations et caractéristiques du Traité de l'Union Economique et Monétaire Ouest Africaine (UEMOA)" ;
- "La Répartition des compétences entre les Etats, les organes et les institutions de l'UEMOA" ;
- "L'Articulation du Traité de l'UEMOA avec les dispositions de la CEDEAO et les chantiers sectoriels de la Zone Franc" ;
- "L'Union Douanière et ses implications" ;
- "L'Harmonisation de l'environnement juridique de l'activité économique" ;
- "L'Harmonisation du cadre juridique des finances publiques et des législations fiscales" ;
- "L'Harmonisation des statistiques de prix et de l'ensemble des statistiques" ;
- "L'Organisation de la conférence des politiques budgétaires et d'endettement" ;
- "L'Organisation des autres volets de la politique économique" ;
- "Les Etudes relatives aux politiques sectorielles communes et au programme minimum de politiques communes de production et d'échange des pays de l'Union Economique et Monétaire Ouest Africaine (UEMOA)" ;
- "Le Marché Financier Régional" ;
- "La Centrale des bilans", (443), décembre .

BCEAO (1995) : "L'Investissement et l'amélioration de l'environnement économique dans les pays de l'UEMOA", (446), mars.

BCEAO (1995) : "L'Environnement réglementaire, juridique et fiscal de l'investissement dans les pays de l'UEMOA", (449), juin.

BCEAO (1995) :

- "La Conduite de la politique monétaire dans un contexte en mutation" ;
- "La Programmation monétaire" ;
- "La Politique de taux d'intérêt dans l'UMOA" ;
- "Le Marché Monétaire de l'UMOA" ;
- "La Titrisation des concours consolidés" ;
- "Le Système des réserves obligatoires dans l'UMOA" ;
- "Les Accords de classement" ;
- "Le Financement de la campagne agricole", (451), août-septembre .

- BCEAO (1995) : "Coordination des politiques économiques et financières dans la construction de l'UEMOA : le rôle de la politique monétaire", (454), décembre.
- BCEAO (1996) : "Evolution du système bancaire dans le nouvel environnement de l'UEMOA", (457), mars.
- BCEAO (1996) : "Compte Rendu du 2^{ème} Colloque BCEAO / Universités / Centres de Recherche", (460), juin.
- BCEAO (1996) : "Définition et formulation de la politique monétaire", (462), août-septembre.
- Doe L. et S. Diarisso (1996) : "Une Analyse empirique de l'inflation en Côte d'Ivoire", (465), décembre.
- Dièye A. (1997) : "La Compétitivité de l'économie sénégalaise", (468), mars.
- BCEAO (1997) : "La Régulation de la liquidité en Union Monétaire", (471), juin.
- BCEAO (1997) : "Performances économiques récentes des pays de l'Union Economique et Monétaire Ouest Africaine", (473), août-septembre.
- Doe L. et M. L. Diallo (1997) : "Déterminants empiriques de l'inflation dans les pays de L'UEMOA", (476), décembre.
- Dossou A. (1998) : "Analyse économétrique de la demande de monnaie au Bénin et au Ghana", (479), mars.
- Doe L. et S. Diarisso (1998) : "De l'origine monétaire de l'inflation dans les pays de l'UEMOA", (480/481/482), avril/mai/juin.
- Diop P. L. (1998) : "L'impact des taux directeurs de la BCEAO sur les taux débiteurs des banques", (483/484), juillet/août/septembre.
- Edjéou K. (1998) : "La division internationale du travail en Afrique de l'Ouest : une analyse critique", (487), décembre.
- Doe L. (1999) : "De l'endogénéité de la masse salariale dans les pays de l'UEMOA", (490), mars.
- Ténou Kossi (1999) : "Les déterminants de la croissance à long terme dans les pays de l'UEMOA", (493), juin.
- Timité K. M. (1999) : "Modèle de prévision de billets valides et de demande de billets aux guichets de l'Agence principale d'Abidjan", (495), Août/Septembre.
- Ouédraogo O. (1999) : "Contribution à l'évaluation des progrès de l'intégration des pays de l'UEMOA : une approche par les échanges commerciaux", (498), décembre.
- Sogué D. et Samba M. O. (2000) : "Les conditions monétaires dans l'UEMOA : confection d'un indice communautaire", (501), Mars.
- Touré M. (2000) : "Une méthode de prévision des prix : application à l'indice des prix à la consommation des ménages à Bamako", (504), juin.
- Diop P. L. (2000) : "Estimation de la production potentielle de l'UEMOA", (506), août/septembre.
- Koné S. (2000) : "L'impact des politiques monétaire et budgétaire sur la croissance économique dans les pays de l'UEMOA", (509), décembre.
- BCEAO (2001) : "Evaluation de l'impact des chocs exogènes récents sur les économies de l'UMOA", (512), mars.

Ouédraogo O. (2001) : "Conjoncture économique et créances douteuses bancaires : une analyse appliquée à l'UMOA", (515), juin.

BCEAO (2001) : "Outils d'analyse de la pauvreté", (517), août/septembre.

Samba M. O. (2001) : "Modèle intégré de projection macro-économétrique et de simulation pour les Etats membres de l'UEMOA (PROMES) : cadre théorique", (520), décembre.

NOTE AUX AUTEURS

PUBLICATION DES ETUDES ET TRAVAUX DE RECHERCHE DANS LES NOTES D'INFORMATION ET STATISTIQUES DE LA BCEAO

La Banque Centrale des Etats de l'Afrique de l'Ouest publie trimestriellement, dans les Notes d'Information et Statistiques (N.I.S.), un volume consacré aux études et travaux de recherche.

I - MODALITES

1 - L'article à publier doit porter notamment sur un sujet d'ordre économique, financier ou monétaire et présenter un intérêt scientifique avéré en général, pour la Banque Centrale des Etats de l'Afrique de l'Ouest (BCEAO) ou les Etats membres de l'Union Monétaire Ouest Africaine (UMOA) en particulier.

2 - La problématique doit y être clairement présentée et la revue de la littérature suffisamment documentée. Il devrait apporter un éclairage nouveau, une valeur ajoutée indéniable en infirmant ou confirmant les idées dominantes sur le thème traité.

3 - L'article doit reposer sur une approche scientifique et méthodologique rigoureuse, cohérente et pertinente et sur des informations fiables.

4 - Il doit être original ou apporter des solutions originales à des questions déjà traitées.

5 - Il ne doit avoir fait l'objet ni d'une publication antérieure ou en cours, ni de proposition simultanée de publication dans une autre revue.

6 - Il est publié après accord du Comité de validation et sous la responsabilité exclusive de l'auteur.

7 - Il doit être rédigé en français, avec un résumé en français et anglais.

8 - Le projet d'article doit être envoyé en un exemplaire sur support papier, à l'adresse ci-après :

**Direction de la Recherche et de la Statistique
Banque Centrale des Etats de l'Afrique de l'Ouest (BCEAO)
BP 3108
Dakar Sénégal**

Si l'article est retenu, la version finale devra être transmise sur support papier et sur minidisque (3½ pouces) en utilisant les logiciels Word version 8.0 (Word 97) pour les textes et Excel version 8.0 (Excel 97) pour les tableaux et graphiques.

II - PRESENTATION DE L'ARTICLE

1 - Le volume de l'article imprimé en recto uniquement, ne doit pas dépasser une vingtaine de pages (caractères normaux et interligne 1,5 ligne).

2 - Les informations ci-après devront être clairement mentionnées sur la page de garde :

- le titre de l'étude,

- la date de l'étude,

- les références de l'auteur :

* son nom,

* son titre universitaire le plus élevé

* son appartenance institutionnelle,

* ses fonctions,

- un résumé en anglais de l'article (15 lignes au maximum)

- un résumé en français (20 lignes au maximum).

3 - **Les références bibliographiques** figureront

- **dans le texte**, en indiquant uniquement le nom de l'auteur et la date de publication,

- **à la fin de l'article**, en donnant les références complètes, classées par ordre alphabétique des auteurs (nom de l'auteur, titre de l'article, titre de la revue, date de publication, etc.).