



N° 526  
Juin 2002

ETUDES ET RECHERCHES

*Notes  
d'Information et  
Statistiques*

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



# **L'IMPACT DE LA VARIATION DES TAUX D'INTERET DIRECTEURS DE LA BCEAO SUR L'INFLATION ET LA CROISSANCE DANS L'UMOA**

Préparé par

Kako Kossivi NUBUKPO <sup>(1)</sup>

## **Résumé**

Dans un contexte de libéralisation financière, la politique monétaire s'appuie essentiellement sur les taux d'intérêt directeurs des banques centrales. Dès lors, pour que la politique monétaire exerce une influence significative sur le secteur réel, il convient de s'assurer de la bonne transmission des variations des taux d'intérêt directeurs.

Dans le cadre de l'UMOA, la présente étude s'attache à décrire et à évaluer l'impact des mouvements des taux directeurs de la BCEAO sur la croissance et l'inflation entre 1989 et 1999, période postérieure à la mise en place du nouveau dispositif de gestion monétaire de l'UMOA (octobre 1989).

Il ressort des estimations effectuées qu'un choc positif sur les taux directeurs de la BCEAO se traduit par un effet négatif sur la croissance économique, effet dont l'ampleur maximale, faible, se situe à la fin du premier trimestre et persiste pendant six ans et demi. L'effet négatif sur l'inflation est rapide, avec une ampleur maximale observée dès la fin du premier trimestre et une persistance d'une durée de cinq ans avant le retour à la tendance de long terme. Les résultats sont différenciés suivant les pays et donnent lieu à un certain nombre de recommandations de politique monétaire.

---

1 : Monsieur Kako Kossivi NUBUKPO est Fondé de Pouvoirs à la Direction de la Recherche et de la Statistique de la BCEAO. Il est titulaire d'un diplôme d'Etudes Approfondies en Microéconomie de l'Ecole Normale Supérieure de Cachan et d'un Doctorat Nouveau Régime Es Sciences Economiques de l'Université Lumière-Lyon 2 (France).

## INTRODUCTION

Le processus de libéralisation économique et financière engagé au sein de l'UEMOA s'est traduit par la mise en place, à partir d'octobre 1989, d'un dispositif de gestion indirecte de la liquidité. En effet, la politique monétaire conduite par la BCEAO, renforcée en octobre 1993, s'appuie sur l'utilisation active des taux d'intérêt, avec le soutien du système de réserves obligatoires. Le recours privilégié aux mécanismes de marché (politique d'open-market, interventions sur les guichets permanents de refinancement et libéralisation des conditions de banque), confère ainsi aux taux d'intérêt directeurs de la BCEAO, une place prépondérante en tant qu'instruments de régulation de la liquidité (cf. annexe III, encadré). En effet, à leurs fonctions traditionnelles de loyer de l'argent et d'indicateur du niveau de rémunération de l'épargne, s'ajoute celle de signal envoyé aux opérateurs économiques, concernant les orientations données à la politique monétaire.

Dans la mesure où les taux directeurs sont des outils de régulation indirecte de la liquidité, il convient d'étudier les canaux de transmission de leur impact sur le reste de l'économie, notamment sur le taux d'inflation et le taux de croissance économique.

La présente étude se propose d'apporter des éléments de réponse aux questions ci-après :

- De quelles manières les impulsions monétaires, illustrées par la variation des taux directeurs de la BCEAO, se transmettent-elles sur les prix et sur l'activité économique au sein de l'UEMOA ?

- Quelle est l'ampleur de leur impact sur le taux d'inflation et le taux de croissance ?

- Quel est le délai de cet impact ?

- Existe-il des réponses différenciées aux impulsions monétaires selon les pays ?

- Quels enseignements peut-on en tirer pour la conduite de la politique monétaire dans l'Union ?

Cette étude s'articule autour des points suivants :

- une revue de la littérature sur la relation entre les taux d'intérêt directeurs, le taux d'inflation et la croissance économique ;

- une analyse économétrique sur des données trimestrielles, utilisant d'une part, un modèle à correction d'erreur et d'autre part, un modèle vectoriel auto-régressif (VAR).

## I - REVUE DE LA LITTÉRATURE

### 1.1 - Les mécanismes de transmission de la politique monétaire

La théorie économique distingue le canal monétaire du canal du crédit (au sens strict ou au sens large).

A travers le « canal monétaire », les modifications de taux d'intérêt agissent sur l'économie réelle via trois effets : l'effet de revenu, l'effet de substitution et les effets de richesse (F. MISHKIN, 1996).

Ainsi, une baisse des taux d'intérêt affecte les revenus des agents économiques, allège les charges financières des emprunteurs et diminue les revenus financiers des prêteurs. C'est l'effet de revenu.

Parallèlement, et toutes choses égales par ailleurs, la baisse des taux soutient le cours des actifs, financiers notamment. En réaction à l'accroissement de leur patrimoine, les agents non financiers pourraient être conduits à augmenter leurs dépenses. C'est l'effet de richesse.

L'effet de substitution s'analyse dans le fait qu'une baisse des taux d'intérêt stimule les dépenses immédiates (consommation, investissement) des agents non financiers au détriment des dépenses différées (épargne). Toutefois, pour que ce mécanisme joue pleinement, il est nécessaire -hypothèses fondamentales qui ne sont pas toujours vérifiées dans la pratique- que toutes les formes d'instruments de financement (émission de titres sur les marchés, crédit bancaire) soient substituables et que les agents puissent obtenir en toute occasion le volume de financement externe qu'ils souhaitent, sous réserve des limites imposées par les contraintes de solvabilité.

La thèse du «canal du crédit» (au sens strict comme au sens large) suggère que la politique monétaire agit sur la demande agrégée non seulement par ses effets directs sur le taux d'intérêt, mais aussi parce qu'elle affecte l'offre de crédit bancaire (B. BERNANKE et A. BLINDER, 1988, 1992).

Dans sa version stricte, l'augmentation de l'offre de monnaie accroît les dépôts collectés par les institutions financières (c'est-à-dire leur passif) : les établissements de crédit ont alors l'opportunité de développer leur offre de crédit (c'est-à-dire leur actif).

Dans sa version large, une baisse des taux d'intérêt accroît l'offre de crédits aux agents non financiers via l'augmentation de la richesse nette des emprunteurs potentiels (qui constitue autant de garanties pour le prêteur en cas de défaillance de l'emprunteur) et de leur solvabilité (A. KASHYAP, J. STEIN, 1993).

Toutes choses égales par ailleurs, une détente monétaire est susceptible d'agir sur la demande agrégée par le canal du crédit, puisque certains agents non financiers (petites entreprises et ménages) pourraient mettre en œuvre des projets de dépense (investissement ou consommation) qui, faute de financement, auraient dû être reportés.

En résumé, le canal de transmission du taux d'intérêt directeur de la Banque Centrale est le suivant : une modification du taux d'intérêt directeur engendre une variation des taux bancaires qui influe sur la demande de biens. La modification du taux directeur entraîne un changement des taux d'intérêt et de rendement des nouveaux emprunts et des placements. Elle pèse aussi sur le taux d'une partie des contrats existants et, en conséquence, sur les flux de revenus et les possibilités de dépenses. La variation du taux d'intérêt directeur induit également un effet de valorisation des actifs financiers. Ces différents enchaînements sont eux-mêmes fonction des structures financières de l'économie. En outre, la modification du taux directeur a un impact sur le taux de change (dans les régimes de changes flexibles) et, par suite, sur les prix relatifs des biens et des actifs selon les devises.

## **1.2 - Le cas des pays développés à économie de marché (PDEM)**

Dans le but d'évaluer la nature et l'efficacité des canaux de transmission de la politique monétaire en France, la Banque de France (1998, PP. 205-207) a effectué des simulations en vue d'évaluer les effets sur la croissance et l'inflation d'une baisse de 1 point pendant deux ans des taux d'intérêt directeurs. L'hypothèse sous-jacente d'une parité inchangée du franc vis-à-vis des autres monnaies du «noyau dur» (France, Allemagne, Pays-Bas, Belgique, Luxembourg, Danemark) du mécanisme de change européen a été faite. Les résultats sont évalués par rapport à une situation où la Banque Centrale juge le *statu quo* préférable.

Les simulations économétriques ont reposé sur l'hypothèse de base que la baisse a bien été intégrée par le marché, c'est-à-dire qu'elle s'est traduite par un repli des taux d'intérêt de toutes les échéances, y compris à long terme.

Le surcroît de croissance obtenu par référence au scénario où les taux directeurs seraient restés au niveau initial est de 0,2% la première année, de 0,4% la deuxième, puis diminue régulièrement par la suite. Il est nul à partir de la cinquième année.

En revanche, l'effet sur les prix est beaucoup plus durable : le surcroît d'inflation, par rapport au scénario de référence, est encore de 0,3% au bout de six ans.

Au total, il apparaît que si une baisse des taux d'intérêt est de nature à faciliter la reprise de l'activité, elle ne peut à elle seule la relancer de manière durable. Ainsi, les effets sur la croissance liés au seul canal du taux d'intérêt sont dans l'ensemble limités et transitoires. Par contre, le risque d'aboutir à une inflation persistante du fait d'une détente monétaire inopportune est, lui, bien réel.

Plus généralement, pour les pays les plus industrialisés (regroupés au sein du G8), les délais d'action de la politique monétaire ne sont pas sensiblement différents d'un pays à l'autre (S. GERLACH et F. SMETS 1995 ; C. CORTET, 1998). Ces délais sont les suivants :

- l'impact d'une variation des taux directeurs sur l'activité est perceptible au bout de six mois et maximal au bout de six à sept trimestres ;

- l'impact sur les prix n'apparaît significatif qu'au bout de dix-huit mois à deux ans et atteint son maximum au bout de trois ou quatre ans.

De fait, les différences entre pays portent plus sur l'ampleur de l'ajustement des économies à un choc monétaire que sur la vitesse d'un tel ajustement.

En général, les deux principales limites à l'efficacité de la transmission de la politique monétaire au secteur réel de l'économie sont les références utilisées dans les contrats financiers et la structure des bilans financiers des agents économiques. En effet, lorsque les crédits aux ménages ou les actifs financiers sont libellés à taux fixes, les modifications des taux débiteurs et créditeurs ne se répercutent sur le revenu des agents qu'à la faveur du renouvellement des actifs et n'exercent donc qu'un impact limité à court terme. De même, la structure spécifique des bilans financiers des agents non financiers limite l'influence de la politique monétaire sur l'activité. En effet, si les ménages ont une capacité de financement plutôt qu'un besoin en financement, les effets de revenu, de richesse et de substitution se compensent : en effet, une hausse des taux d'intérêt accroît l'attractivité de l'épargne (effet de substitution et effet de richesse) mais induit une hausse du revenu disponible des ménages, ce qui exerce un effet stimulant sur la consommation (effet de revenu). B. MOJON (1998) a mis en évidence l'impact de l'hétérogénéité des structures financières sur la transmission des chocs monétaires. Il ressort globalement de cette étude que la politique monétaire est plus efficace dans les pays où les contrats financiers sont libellés à taux d'intérêt variables (par exemple l'Angleterre) que dans des pays comme la France où 85% des crédits aux ménages sont libellés à taux fixes.

### **1.3 - Le cas des pays en développement**

La nécessité de financer la croissance des économies en développement a conduit les décideurs politiques à privilégier des politiques monétaires expansionnistes en Amérique Latine, en Asie et en Afrique au cours des années soixante.

Ainsi, A. CHANDAVARKAR (1971) estime que les taux d'intérêt devraient être maintenus à des niveaux bas, de sorte que l'investissement nécessaire au développement puisse être effectué à un coût raisonnable pour les agents économiques.

R. McKINNON (1973), E. SHAW (1973), M. FRY (1995) exposent pour leur part, la théorie de la répression financière et prônent la libéralisation financière. Ils montrent les effets néfastes du bas niveau des taux d'intérêt (notamment les taux d'intérêt réels négatifs) sur l'épargne et, partant, sur le niveau d'investissement et de croissance.

Les conclusions pratiques de cette théorie ont été mises en cause par L. TAYLOR (1983), S. Van WIJNBERGEN (1983), E. ARYEETAY et al. (1997) qui opposent à la libéralisation financière, l'argument du coût prohibitif du crédit qui en ressortirait, son effet dépressif probable sur la demande globale à court terme et la réduction du rythme d'accumulation du capital à moyen et long terme.

Dans le cas de l'Afrique de l'Ouest, S.P. LEITE (1982) indique les trois motifs d'une politique de bas taux d'intérêt en Afrique de l'Ouest, à savoir, l'augmentation de l'investissement, l'amélioration de la répartition de l'investissement entre les différents secteurs de l'économie, le maintien des coûts financiers à un niveau relativement bas afin d'éviter de possibles effets inflationnistes provoqués par une libéralisation des taux d'intérêt.

Les réponses les plus nuancées viennent de V. GALBIS (1982), J. KRAHNEN et R. SCHMIDT (1994) qui plaident pour l'instauration des règles du marché dans la fixation des taux d'intérêt, dans le souci d'obtenir des taux qui reflètent les conditions de rareté relative des ressources financières. Cependant, ils soulignent le fait que les pays en développement ne disposent que de marchés financiers embryonnaires, ce qui pose la question du rythme de la libéralisation financière, afin d'éviter les nombreux effets pervers qui ne manqueraient pas de survenir en cas de libéralisation trop rapide. Les conditions permissives d'une libéralisation financière réussie seraient d'une part, la quantité et la qualité de l'intermédiation financière disponible dans une économie et, d'autre part, le caractère performant des institutions régulatrices du système financier (F. WARMAN, A. THIRLWALL, 1994).

Dans le contexte des programmes de stabilisation macroéconomique dans les pays en développement, M. KAHN et M. KNIGHT (1991) ont élaboré un modèle macroéconométrique à partir duquel les effets de la politique monétaire sur le secteur réel peuvent être appréhendés.

Il ressort de leurs travaux qu'en ce qui concerne l'inflation, c'est par le biais des déséquilibres sur le marché de la monnaie et celui des biens et services, que les variations du taux d'inflation sont expliquées. En effet, une augmentation de l'offre de monnaie, consécutive à une baisse des taux d'intérêt directeurs de la Banque Centrale, se traduit par une hausse du niveau général des prix dans l'économie, toutes choses égales par ailleurs. Ce résultat est conforme aux enseignements de la théorie quantitative de la monnaie. De même, une augmentation de l'écart de production (différence entre la production effective et la production potentielle) se traduit par des tensions à la hausse sur les prix des biens domestiques. Deux autres facteurs sont susceptibles d'expliquer l'inflation : le taux d'inflation anticipé par les agents économiques, fortement lié aux taux d'inflation observés dans le passé et le niveau des prix à l'étranger.

Le canal de transmission des impulsions monétaires sur la croissance économique est le suivant : une baisse des taux d'intérêt directeurs de la Banque Centrale engendre une hausse de l'offre de monnaie, ce qui crée un déséquilibre sur le marché de la monnaie, toutes choses égales par ailleurs. Ce déséquilibre engendre une expansion temporaire du revenu réel, issue de la hausse des dépenses réelles de consommation et d'investissement, consécutive à la hausse des crédits domestiques. KAHN et KNIGHT estiment que la détermination de l'impact de la politique monétaire sur la croissance est une question purement empirique, dans la mesure où il n'existe pas de consensus théorique sur le sujet ; ils suggèrent cependant l'existence d'un faible impact.

Afin d'évaluer empiriquement les effets sur l'inflation et la croissance des variations de l'offre de monnaie, les deux auteurs ont effectué des estimations économétriques fondées sur la méthode dite du maximum de vraisemblance à information parfaite. Le panel retenu pour l'étude couvre 29 pays en développement (comportant 6 pays africains dont aucun de l'UMOA) et 232 observations annuelles sur la période 1968-1975.

Il ressort des estimations effectuées qu'une hausse de l'offre de monnaie exerce un effet positif significatif sur l'inflation ; la valeur de l'élasticité de l'inflation au choc monétaire est de 0,33. De même, une hausse de l'offre de monnaie a une influence positive significative, mais de faible ampleur, sur la croissance économique : en effet, l'élasticité de la croissance du PIB réel à l'offre de monnaie n'est que de 0,043. De l'avis des auteurs, les effets d'une variation de l'offre de monnaie sur l'inflation et la croissance sont essentiellement de court terme : en effet, une politique monétaire expansionniste provoque simultanément une hausse de l'inflation, du revenu réel et une détérioration de la balance des paiements. Cependant, la hausse des prix domestiques et la détérioration de la balance des paiements auront tendance à réduire le stock réel de monnaie, ce qui aura pour effet de ramener l'économie à son niveau d'équilibre initial. De plus, du fait de la hausse du revenu réel, la demande de monnaie croît, ce qui stimule le retour à l'équilibre du marché de la monnaie et, partant, de l'économie. Les délais et l'ampleur de l'ajustement dépendent des valeurs des paramètres du modèle.

#### **1.4 - L'efficacité de la transmission des impulsions monétaires dans l'UMOA**

L'efficacité du nouveau dispositif de gestion monétaire dans l'UMOA repose sur les conditions ci-après (BCEAO 2000) :

- une grande sensibilité du coût de refinancement des banques aux taux d'intérêt directeurs de la BCEAO ;

- une forte élasticité de la demande de crédits primaires et de placements par rapport aux taux d'intérêt.

Suite à une évaluation empirique du premier de ces deux facteurs, P.L. DIOP (1998) a abouti à la conclusion selon laquelle :

- le taux d'intérêt du marché monétaire exerce, à court terme, une influence significative sur les taux débiteurs des banques. A long terme, son impact est faible ;

- le taux de prise en pension de la Banque Centrale semble être l'instrument de politique monétaire qui, à long terme, influe sur l'évolution des conditions débitrices des établissements de crédit.

Par ailleurs, à partir du modèle PROMES-Côte d'Ivoire, O. SAMBA MAMADOU (1998, b) a simulé l'impact de la variation du taux du marché monétaire et de la pension sur l'inflation et la croissance en Côte d'Ivoire, en se fondant sur deux scénarios alternatifs, une hausse de trois points du taux de prise en pension et une hausse de même ampleur du taux du marché monétaire. Il ressort des simulations effectuées, qu'une hausse du taux du marché monétaire exerce un effet désinflationniste plus important que celui d'une hausse du taux de prise en pension. De même, l'impact de l'augmentation du taux du marché monétaire sur la croissance économique est plus marqué que celui du taux de pension.

## **II - ESTIMATION SUR DONNEES TRIMESTRIELLES DE L'IMPACT DES VARIATIONS DES TAUX D'INTERET DIRECTEURS DE LA BCEAO SUR L'INFLATION ET LA CROISSANCE**

### **2.1 - Modèle théorique**

Dans le double souci de compléter les enseignements des études ci-dessus mentionnées et d'effectuer une évaluation globale de l'impact de la variation des taux d'intérêt sur l'inflation et l'activité économique, le modèle de KAHN et KNIGHT (1991, op. cit.) a été adapté ; les résultats sont présentés et discutés dans les deuxième et troisième parties.

L'impact des variations des taux d'intérêt directeurs, sur le taux d'inflation et le taux de croissance économique, peut être évalué grâce aux deux équations d'inflation et de croissance ci-après.

#### **2.1.1 - L'équation de l'inflation**

Les principaux déterminants de l'inflation en Afrique de l'Ouest ont fait l'objet de nombreuses études, notamment celles de L. DOE et M. DIALLO (1997), O. SAMBA MAMADOU (1998, a) pour l'UEMOA, G. MOSER (1995) pour le Nigeria et N. SOWA (1996) pour le Ghana. L'équation de l'inflation retenue dans la présente étude, est issue du modèle de KAHN et KNIGHT, développée par G. MOSER (1995). En effet, cet auteur dérive une équation d'inflation qui constitue la forme réduite d'un modèle structurel appliqué au cas du Nigeria. Le modèle exposé ci-après ne retient pas parmi les variables explicatives, les variations du taux de change nominal, dans la mesure où la parité entre le franc CFA et l'euro est fixe. Par ailleurs, il explicite beaucoup plus que le modèle de KAHN et KNIGHT et celui de MOSER, les déterminants de l'offre de monnaie, en faisant dépendre celle-ci des variations (D) des taux d'intérêt directeurs de la Banque Centrale (taux du marché monétaire<sup>2</sup> (IM) et taux de prise en pension (IPS)) et du PIB réel.

Le désir d'évaluer de manière simultanée, les impacts respectifs des deux taux d'intérêt directeurs de la BCEAO sur l'inflation et la croissance dans l'UEMOA, explique la présence, au sein des mêmes équations, de ces deux taux. En effet, dans la mesure où la Banque Centrale a la possibilité d'utiliser conjointement ces deux instruments pour réguler la liquidité et l'activité bancaire de l'Union, il a paru légitime d'intégrer ces variables dans les mêmes équations.

---

2 : Taux des adjudications.

Cependant, il faut garder à l'esprit le fait qu'il existe une hiérarchie entre les taux en ce sens que le taux de pension devrait logiquement être fixé à un niveau supérieur à celui du marché monétaire. Ceci suggère la possibilité de l'existence d'une forte complémentarité entre les deux taux d'intérêt directs.

Le prix à la consommation (IPC), écrit sous forme log-linéaire, est supposé dépendre du coût des biens domestiques (IPD) et de celui des biens importés (IPM) exprimés en franc CFA :

$$\text{Log IPC} = a (\text{logIPD}) + (1 - a)(\text{logIPM}) \quad \text{avec } 0 < a < 1 \quad (1)$$

Le prix domestique dépend des tensions existant sur le marché de la monnaie et celui des biens et services. Par conséquent, il sera fonction d'une part, de l'offre de monnaie ( $M^s$ ) et de la demande ( $m^d$ ) et, d'autre part, du gap de production (différence entre la production effective (PIBR) et la production potentielle (PIBR\*)) :

$$\text{Log IPD} = b_1 (\text{log}M^s - \text{log}m^d) + b_2 (\text{logPIBR} - \text{logPIBR}^*) \quad (2)$$

$$\text{avec } \beta_1, \beta_2 \geq 0$$

L'offre de monnaie dépend à son tour, des taux d'intérêt directs de la Banque Centrale, à savoir le taux du marché monétaire (IM) et le taux de prise en pension (IPS) et du PIB réel :

$$M^s = G (IM, IPS, PIBR) \quad (3)$$

(-) (-) (+)

$$M^s = -b_1 IM - b_2 IPS + b_3 \text{logPIBR}, \quad \text{avec } b_1, b_2, b_3 > 0 \quad (4)$$

La demande de monnaie dépend du revenu réel des agents économiques (PIBR)<sup>3</sup> :

$$m^d = F(\text{PIBR}) \quad (5)$$

(+)

$$m^d = b_4 \text{logPIBR} \quad \text{avec } b_4 > 0 \quad (6)$$

En substituant les équations (4) et (6) dans l'équation (2), il vient :

$$\text{LogIPD} = b_1 (-b_1 IM - b_2 IPS + b_3 \text{logPIBR} - b_4 \text{logPIBR}) + b_2 (\text{logPIBR} - \text{logPIBR}^*) \quad (7)$$

L'équation (7) peut être intégrée dans l'équation (1) pour avoir :

$$\text{Log IPC} = ab_1(-b_1 IM - b_2 IPS + b_3 \text{logPIBR} - b_4 \text{logPIBR}) + ab_2(\text{logPIBR} - \text{logPIBR}^*) + (1 - a) \text{log IPM} \quad (8)$$

ou encore :

$$\text{Log IPC} = -ab_1 b_1 IM - ab_1 b_2 IPS + (ab_1 b_3 + ab_2 - ab_1 b_4) \text{logPIBR} - ab_2 \text{logPIBR}^* + (1 - a) \text{log IPM} \quad (8')$$

---

3 : Une telle formulation privilégie la part transactionnelle de la demande de monnaie, du fait du caractère embryonnaire des marchés financiers dans les pays subsahariens, qui permet de justifier l'omission du taux d'intérêt créditeur dans la fonction de demande de monnaie. Du reste, le programme monétaire de la BCEAO retient la même formulation (équation de Fisher).



En différenciant l'équation (8'), l'évolution du taux d'inflation suivra la fonction suivante :

$$D(\log IPC) = H(D(IM), D(IPS), D(\log PIBR), D(\log PIBR^*), D(\log IPM)) \quad (9)$$

(-)      (-)      (?)      (-)      (+)

En résumé, les taux d'intérêt directeurs retenus (le taux du marché monétaire et le taux de prise en pension) sont supposés être négativement reliés à l'évolution du niveau général des prix, suivant en cela les résultats standard des théories keynésienne et monétariste. La production potentielle, en tant qu'offre globale, est également supposée négativement reliée à l'inflation (G. MOSER, 1995, op. cit. P. 278). En effet, la part non-négligeable de la production agricole dans la composition de l'offre globale dans les pays subsahariens et l'impact déflationniste sur les biens alimentaires généralement exercé par une bonne campagne agricole, justifient l'hypothèse de l'existence d'une relation inverse entre l'offre globale et l'inflation. Cependant, l'absence de séries statistiques infra-annuelles sur la production potentielle dans l'UEMOA et surtout, la faible pertinence économique inévitablement liée à la trimestrialisation de telles données (obtenues elles-mêmes par filtrage et donc, déjà traitées), ont conduit à enlever cette variable (PIB potentiel) des estimations<sup>4</sup>. Le PIB réel est susceptible de traduire un « effet demande » au sein de l'équation. Le signe attendu de cette variable est indéterminé, dans la mesure où la valeur de son paramètre dépend des évolutions relatives de l'offre de monnaie, de la demande de monnaie et du choc d'offre. La part importée de l'inflation est également une variable explicative potentielle dans la mesure où une hausse du prix des produits importés se répercute sur les prix domestiques, du fait notamment d'un comportement de marge de la part des importateurs.

### 2.1.2 - L'équation de croissance

L'équation de croissance s'inspire également des travaux de KAHN et KNIGHT (1991, op. cit.), du modèle de P.R. AGENOR (1991) et du modèle PROMES (O. SAMBA MAMADOU, 1998, a), ces deux derniers modèles étant eux-mêmes dérivés du premier, en ce qui concerne l'équation de croissance. En partant de la définition du PIB réel (PIBR), ces travaux étudient la dynamique de l'offre du secteur réel, en supposant que la croissance du PIB est une fonction positive de l'offre excédentaire d'encaisses réelles et du gap de production ou de l'excès de capacité :

$$D(\log PIBR) = \gamma_1 (\log PIBR^* - \log PIBR) + \gamma_2 (\log mt-1 - \log mdt) + \gamma_3 \quad (10)$$

où  $\gamma_1 > 0$ ,  $\gamma_2 > 0$  ; (D) est l'opérateur de variation ; PIBR\* représente le niveau de production potentielle (c'est-à-dire ajusté des fluctuations cycliques) et  $md = Md/P$  le niveau des encaisses réelles désiré par les détenteurs de richesse. Une telle formulation soutient que toute offre excédentaire de monnaie induira une hausse temporaire du revenu réel. En revanche, une politique monétaire restrictive affectera négativement la croissance. Par ailleurs, KAHN et KNIGHT (1991) estiment que la réaction de la production à la politique monétaire, mesurée par  $\gamma_2$ , devrait être assez faible (cf. *supra*, première partie (0,043)). L'équation (10) indique également que la production aura tendance à croître lorsque son niveau effectif est inférieur à son niveau potentiel. Pour mettre en évidence l'impact de la politique monétaire sur la croissance, l'évolution de la production potentielle a été endogénéisée. Ainsi, en considérant une fonction de production de type Cobb-Douglas, il vient :

$$\log PIBR^* = a_0 + g.tr + a_1 \log Kt + (1-a_1) \log Lt \quad (11)$$

Avec  $g > 0$ ,  $0 < \alpha < 1$  ; tr représente le trend, les variables K et L indiquant respectivement le stock de capital et celui de la main d'œuvre, utilisés dans le processus de production.

La variation du stock de capital correspond à l'investissement (INVTOTR) et l'évolution de la main-d'œuvre est supposée croître au même taux que la population active (PAC).

4 : En effet, le PIB étant lui-même trimestrialisé suivant une méthode d'interpolation, il paraît peu pertinent d'utiliser une autre méthode de filtrage sur ces données pour avoir le PIB potentiel.

Les équations (10) et (11) permettent d'écrire la relation dynamique ci-après :

$$D(\log PIBR) = \lambda \cdot D(\log PIBR^*) + \mu (\log PIBR^* - \log PIBR)_{t-1} + \nu (\log mdt - \log mt - 1) \quad (12)$$

avec  $\lambda > 0$ ,  $\mu > 0$ ,  $\nu < 0$ .

L'équation (12) peut encore s'écrire :

$$D(\log PIBR) = \lambda g + \lambda \cdot a \cdot \log INVTOTR + \lambda \cdot (1-a) \cdot D(\log(PAC) + \mu (\log PIBR^* - \log PIBR)_{t-1} + \nu (\log mdt - \log mt - 1) \quad (13)$$

Le niveau de l'offre d'encaisses réelles, qui traduit l'orientation de la politique monétaire (une baisse des encaisses offertes signifie une politique restrictive), est supposé être fonction des taux directeurs de la Banque Centrale (IM et IPS) et de l'indice des prix à la consommation (IPC). Par ailleurs, l'impact à court terme d'une variation de la population active sur la croissance est quasiment négligeable, dans la mesure où seuls interviennent dans ce contexte, les facteurs conjoncturels. La variable «population active» intervient essentiellement dans les déterminants de la croissance structurelle, au même titre que le capital humain (K. LOGOSSAH, 1994). De ce fait, ces variables ne seront pas retenues dans l'estimation de l'équation de croissance.

Ainsi, l'équation de croissance peut s'écrire :

$$D(\log PIBR) = F(D(IPS), D(IM), D(\log INVTOTR), D(\log IPC)) \quad (14)$$

(-)            (-)            (+)            (?)

avec	PIBR	le Produit Intérieur Brut réel
	IPS	le taux de prise en pension
	IM	le taux du marché monétaire
	INVTOTR	l'investissement total réel
	D(log(IPC))	le taux de variation des prix (ou taux d'inflation).

Les taux directeurs de la Banque Centrale (le taux de prise en pension et le taux du marché monétaire), conformément aux enseignements théoriques et empiriques, sont censés évoluer en sens inverse de la croissance à court terme (cf. *supra*, Banque de France 1998) d'où le signe négatif qui leur est attribué. L'investissement total est positivement relié à la croissance du PIB réel. Le signe de la relation inflation-croissance a suscité de nombreux débats dans la littérature économique, sur fond de controverses autour de la courbe de Phillips. Cependant, dans les économies subsahariennes, les estimations effectuées (G. MOSER, 1995, op. cit.) mettent en évidence une liaison inverse entre croissance et inflation. Un tel résultat pourrait s'expliquer par le fait que dans les pays subsahariens, la croissance de la production, notamment agricole, exerce généralement un effet dépressif sur les prix (cf. *supra*, équation d'inflation).

## 2.2 - Les données et la méthode d'estimation

### 2.2.1 - Analyse des données et tests de stationnarité

Les données trimestrielles, couvrent la période 1989 : 4 - 1999 : 4 ; elles ont été obtenues grâce à une procédure de trimestrialisation, à partir de séries de données annuelles disponibles auprès de la BCEAO (pour les taux) et à partir de la base de données «Live Data Base (LDB)» de la Banque Mondiale (pour les données du secteur réel). La procédure adoptée pour la

trimestrialisation des données disponibles exclusivement en séries annuelles (comme le PIB), est celle de M. GOLDSTEIN et M. KAHN (1976)<sup>5</sup>.

Les variables suivantes ont été utilisées :

- pour l'inflation dans les Etats de l'UEMOA : le taux de variation de l'IPC ( $D(\log(\text{IPC}))$ ), l'indice des prix à la consommation ;
- pour les taux directeurs de la BCEAO : le taux de prise en pension (IPS) et le taux du marché monétaire (IM) ;
- le PIB réel ;
- l'indice des prix à l'importation (IPM) ;
- l'investissement total (INVTOTR).

L'analyse graphique des séries fait ressortir qu'elles ne sont pas stationnaires. Les tests de stationnarité (Dickey-Fuller augmenté - ADF) effectués sur ces différentes variables, sont résumés en annexe (tableau 1). Ils montrent que pour toutes les variables concernées, les données sont stationnaires en différence première. Le degré de significativité est de 1% ou de 5%.

### 2.2.2 - Estimations des équations

Pour les estimations, les variables ont été exprimées en logarithme et estimées selon un mécanisme de correction d'erreur (MCE), dans la mesure où ces variables ne sont pas stationnaires (annexe I, tableau 1) et sont cointégrées<sup>6</sup> (annexe I, tableaux 1, 2 et 3). Les observations relatives à la méthode en deux étapes de Engle et Granger, avec ses préalables (détermination du nombre de relations de cointégration) et ses conséquences éventuelles (utilisation d'un modèle vectoriel à correction d'erreur (VEC), en cas d'existence de relation de cointégration  $> 1$ ), sont pertinentes dans le cas de grands échantillons. Dans le cas de cette étude, réalisée sur un échantillon assez petit (une quarantaine de données), la méthode en une étape de Hendry se révèle a priori adaptée. Ceci n'exclut nullement la possibilité de vérifier la qualité des estimateurs à l'aide d'un modèle vectoriel à correction d'erreur, afin de renforcer les résultats obtenus, si bien entendu, il ne se pose pas de problème de degrés de liberté, du fait de la faiblesse de l'échantillon.

a) En ce qui concerne l'inflation, l'équation du mécanisme de correction d'erreur s'écrit :

$$D(\log(\text{IPC})) = a1.D(\log(\text{IPM})) + a2.D(\text{IPS}) + a3.D(\text{IM}) + a4.D(\log(\text{PIBR})) + a5D(\log(\text{PIBR}^*)) + C + a6. \log(\text{IPC}(-1)) + a7.\log (\text{IPM} (-1)) + a8.\text{IPS}(-1) + a9.\text{IM}(-1) + a10.\log(\text{PIBR}(-1)) + a11.\log(\text{PIBR}^*(-1)).$$

Avec les signes théoriques suivants :

$$a1>0, a2<0, a3<0, a4 ?, a5 <0, a6<0, a7>0, a8<0, a9 <0, a10 ? , a11<0$$

Dans cette expression, les coefficients  $a1$  à  $a5$ , caractérisent la dynamique de court terme, tandis que les coefficients  $a7$  à  $a11$  permettent de dériver les comportements d'équilibre de long terme du taux d'inflation. Le coefficient  $a6$  est le coefficient de correction d'erreur.

b) Concernant la croissance économique, l'équation du mécanisme de correction d'erreur s'écrit :

$$D(\log(\text{PIBR})) = b1.D(\log(\text{IPC})) + b2.D(\text{IPS}) + b3.D(\text{IM}) + b4.D(\log(\text{INVTOTR})) + C + b5.\log(\text{PIBR}(-1)) + b6.\log(\text{IPC}(-1)) + b7.\text{IPS}(-1) + b8.\text{IM}(-1) + b9.\log(\text{INVTOTR}(-1)).$$

Avec les signes théoriques suivants :

$$b1 ?, b2<0, b3<0, b4>0, b5<0, b6 ?, b7<0, b8<0, b9>0.$$

5 : Pour une présentation succincte de cette procédure, cf. A. DOSSOU (1998).

6 : La cointégration consiste à établir un lien ou une relation dite d'équilibre de long terme entre une variable dépendante  $y$  et des variables indépendantes  $X1, X2, \dots, Xn$ .

Dans cette expression, les coefficients b1 à b4 caractérisent la dynamique de court terme, tandis que les coefficients b6 à b9 correspondent aux élasticités de long terme. Le coefficient b5 est le coefficient de correction d'erreur.

### 2.3 - Commentaires des résultats

**Tableau 1 - Equations d'équilibre de court et de long terme de l'inflation**

	UEMOA	Bénin	Burkina	Côte d'Ivoire	Mali	Niger	Sénégal	Togo
<b>Coefficients de court terme</b>								
D(log(IPM))	0,13 (2,45) <sup>7</sup>		0,15 (4,14)					
D(IPS)	0,02 (4,46)				0,015 (3,60)		0,013 (3,07)	0,027 (4,67)
D(IM)	-0,008 (-2,16)	-0,009 (-2,35)		-0,009 (-2,49)	-0,006 (-1,85)		-0,01 (-5,08)	-0,02 (-4,71)
<b>Coefficients de long terme</b>								
Log(IPC(-1))	-0,06 (-2,03)	-0,97 (-10,28)	-0,08 (-1,71)	-0,10 (-2,25)	-0,11 (-1,71)	-0,38 (-4,63)	-0,67 (-8,70)	-0,18 (-2,86)
Log(PIBR(-1))							0,406 (5,50)	0,12 (2,16)
Log(IPM(-1))	0,13 (1,95)	0,56 (5,82)		0,07 (1,90)		0,0008 (4,29)		0,07 (1,86)
IM(-1)	-0,018 (-3,66)	-0,02 (-5,04)	-0,01 (-2,42)	-0,023 (-4,83)	-0,02 (-3,96)		-0,017 (-3,31)	-0,031 (-4,71)
IPS(-1)	0,014 (2,57)	-0,02 (-3,32)		0,027 (7,36)	0,014 (2,90)	-0,016 (-3,57)	0,014 (2,18)	0,025 (2,89)
BN92					-0,019 (-2,38)	-0,01 (-2,38)		
BN94	0,05 (6,91)	0,10 (5,82)	0,02 (1,89)	0,056 (3,64)	0,029 (1,73)	0,077 (4,80)	0,104 (6,38)	0,05 (4,96)
BN95							0,05 (4,16)	
BN99								0,043 (3,35)
C	0,30 (1,94)	1,93 (5,62)	0,39 (1,70)		0,57 (1,78)	1,67 (4,51)		
AR(2)	-0,51 (-2,82)	-0,62 (-3,72)	-0,51 (-4,20)	-0,69 (-4,70)	-0,74 (-5,62)	-0,48 (-3,52)		-0,79 (-5,63)
R <sup>2</sup> Ajusté	0,78	0,83	0,61	0,73	0,68	0,57	0,84	0,83
F	15,23	21,75	9,62	13,15	10,69	11,90	24,78	20,33
DW	2,6	2,14	2,34	2,09	2,17	2,02	2,02	2,04

Les résultats économétriques reportés dans les tableaux 1 et 2 ne retiennent que les variables dont les coefficients sont statistiquement significatifs.

Pour l'UEMOA prise dans son ensemble, le coefficient de détermination R<sup>2</sup> ajusté montre que les équations du modèle à correction d'erreur expliquent 78% des variations des prix et 79% de la croissance du PIB. Les parts des variances expliquées peuvent donc être considérées comme satisfaisantes.

La prise en compte de la dévaluation du franc CFA explique la présence d'une variable muette pour l'année 1994 dans les équations d'inflation de tous les pays et dans celle de l'Union

7 : Valeur du «t» de Student empirique.

prise dans son ensemble. Les effets du choc constitué par la dévaluation persistent vraisemblablement en 1995 dans certains pays, en particulier, le Sénégal, d'où la présence d'une variable muette en 1995 pour ce pays. Les répercussions de la crise politique malienne de 1991, l'atonie de l'offre au Togo en 1999 sur fond de crise politique, la grave crise de trésorerie du Niger en 1992 qui s'est traduite par des arriérés de salaires et une contraction forte de la demande, justifient l'introduction de variables muettes respectivement en 1992, 1999 et 1992 dans ces trois pays.

Les équations de croissance de l'UEMOA et de la Côte d'Ivoire, intègrent une variable muette en 1998, en vue de tenir compte des effets conjoints de la sécheresse de 1997 au Sahel et du début du ralentissement de la croissance en Côte d'Ivoire, pays le plus important de l'Union en termes de PIB. Différents chocs ayant affecté les pays de l'UEMOA au cours des dix dernières années, expliquent l'introduction de variables muettes dans les équations de croissance : les troubles politiques au Togo et au Mali (1991-1992), leurs conséquences sur le Burkina, pays limitrophe, dans un contexte de démarrage dans ce pays du programme d'ajustement structurel (1991) et les délestages au Sénégal (1999).

a) En ce qui concerne l'inflation, l'impact d'une variation du taux du marché monétaire est significatif aussi bien à court qu'à long terme et présente le signe attendu dans l'Union prise globalement. A l'exception du Niger, une augmentation du taux du marché monétaire provoque une baisse significative de l'inflation dans l'ensemble des pays de l'Union. En revanche, le taux de prise en pension exerce un impact significatif contraire au sens attendu, aussi bien à court qu'à long terme, dans l'Union et dans l'ensemble des pays à l'exception du Bénin et du Niger. En effet, dans ces deux pays, une augmentation du taux de prise en pension engendre à long terme, une diminution significative de l'inflation. La réponse de l'inflation à une variation des taux d'intérêt directs dans l'UMOA (-0,02 pour le taux du marché monétaire), se révèle beaucoup plus faible que celle obtenue par KAHN et KNIGHT(1991, P. 55) qui s'élève à 0,33. De manière générale, il ressort des estimations effectuées que l'inflation importée constitue un déterminant important de l'inflation au sein de l'UMOA (l'élasticité est de 0,13). Ce résultat corrobore les conclusions de L. DOE et M. DIALLO (1997, op. cit. P. 12), qui indiquent à propos de l'UMOA, que «l'évolution de l'inflation dans les Etats reflète étroitement celle de l'inflation en France». Cependant, il convient de noter l'absence dans l'équation de six pays, de l'inflation importée comme déterminant à court terme de l'inflation : le contenu de la distinction court terme/long terme est susceptible d'expliquer une telle absence. En effet, sur données trimestrielles, le court terme correspondant à une période de trois mois, peut être insuffisant pour répercuter l'effet de l'inflation importée sur le niveau des prix domestiques.

En revanche, il est paradoxal que l'inflation importée soit significative à court terme, seulement dans les cas du Burkina et de l'Union prise dans son ensemble. De même, dans trois pays, Burkina, Mali, Sénégal, l'inflation importée ne ressort pas significative à long terme et ceci n'a pas trouvé pour l'heure, une explication plausible.

Par ailleurs, la non-significativité du PIB réel notamment à court terme dans l'équation de prix, pour les pays de l'Union, pourrait paraître préoccupante au regard des explications communément avancées sur les causes de l'inflation dans la zone sahélienne. Par exemple, le déficit céréalier au Sahel est généralement considéré comme un des principaux facteurs explicatifs de la hausse des prix. En effet, il convient de rappeler qu'au plan théorique, les déterminants non-monétaires de l'inflation sont : l'inflation par les coûts, l'inflation par la demande et l'inflation importée. En dehors de l'inflation par les coûts qui n'apparaît pas explicitement dans l'équation retenue dans le cadre de l'étude, il faut noter la prise en compte de l'éventualité d'une inflation par la demande, notamment lorsque le PIB réel (PIBR) est supérieur au PIB potentiel (PIBR\*), et de l'inflation importée (IPM). L'absence du caractère statistiquement significatif du PIB pourrait être analysée dans le cadre de cette étude, du point de vue de la demande, comme une absence d'impact significatif de l'inflation par la demande dans les principaux déterminants de l'inflation au sein de l'Union.

Ainsi, une telle explication n'exclut nullement qu'une baisse de la production agricole (choc d'offre) puisse avoir un impact inflationniste sur l'économie.

**Tableau 2 - Equations d'équilibre de court et de long terme de la croissance**

	UEMOA	Bénin	Burkina	Côte d'Ivoire	Mali	Niger	Sénégal	Togo
<b>Coefficients de court terme</b>								
D(IM)	-0,002 (-3,74) <sup>8</sup>	-0,0006 (-1,88)	-0,0007 (-1,87)	-0,002 (-2,00)	-0,003 (-2,64)		-0,001 (-2,13)	-0,003 (-2,32)
D(log(INVTOTR))	0,037 (2,31)		0,104 (9,75)	0,03 (3,40)	0,05 (2,39)	0,03 (1,87)	0,08 (4,90)	0,077 (9,44)
<b>Coefficients de long terme</b>								
Log(PIBR(-1))	-0,025 (-1,72)	-0,016 (-1,33)	-0,001 (-1,60)	-0,109 (-6,07)	-0,137 (-3,63)	-0,11 (-2,87)	-0,09 (-4,39)	-0,21 (-3,63)
IM(-1)				-0,001 (-1,84)				
IPS(-1)	-0,003 (-7,16)	-0,001 (-1,93)	-0,0008 (-1,93)		-0,005 (-4,65)	-0,002 (-2,60)	-0,003 (-7,77)	-0,007 (-4,60)
Log(INVTOTR(-1))			0,02 (2,94)	0,01 (3,15)	0,055 (2,39)	0,001 (2,20)		0,022 (2,81)
BN91			0,009 (3,87)					0,02 (2,75)
BN92					0,023	-0,017 (-1,93)		
BN98	-0,006 (-2,84)			0,007 (3,75)				
BN99							0,02 (8,9)	
C	0,22 (1,97)			0,72 (6,24)	0,56 (3,93)	0,57 (2,79)	0,61 (4,55)	1,00 (3,71)
AR(1)		0,39 (3,56)				0,26 (2,42)	-0,40 (-2,65)	0,43 (2,52)
AR(4)			-0,39 (-2,32)		-0,61 (-3,29)			
R <sup>2</sup> ajusté <sup>9</sup>	0,79	0,63	0,88	0,82	0,59	0,59	0,74	0,85
F	26,91	10,73	41,85	28,47	9,00	10,76	20,35	35,74
DW	2,03	1,88	1,86	1,86	1,98	2,013	2,19	1,86

8 : Valeur du «t» de Student empirique.

9 : Dans le cas des équations sans constante, le R<sup>2</sup> ajusté n'a plus de sens, seuls comptent en effet, les statistiques de Fisher et de Student. Cependant, par souci d'uniformité dans la présentation des équations par pays au sein des tableaux de résultat, il a paru judicieux de laisser cette statistique dans toutes les équations du tableau, ce qui justifie une telle présence dans le cas de certains pays (Côte d'Ivoire, Sénégal, Togo, en ce qui concerne l'équation d'inflation et, Bénin, Burkina, pour l'équation de croissance (cf. infra)).

b) L'estimation de l'équation de croissance révèle l'existence d'un impact significatif mais relativement faible, à court et long terme, des décisions de politique de taux d'intérêt de la BCEAO sur le rythme de l'activité dans la zone. En effet, à court terme, une relation significative et négative existe entre la variation du taux du marché monétaire et le taux de croissance du PIB dans l'Union et dans l'ensemble des pays, à l'exception du Niger. A long terme, c'est le taux de prise en pension qui exerce un effet significatif dans le sens attendu sur la croissance économique, à la fois dans l'Union prise globalement et dans les pays pris individuellement, à l'exception notable de la Côte d'Ivoire. En effet, dans ce dernier pays, c'est l'impact du taux du marché monétaire qui reste significatif à long terme sur la croissance. L'intensité de l'effet de la politique de taux d'intérêt de la BCEAO sur la croissance (-0,002 pour le taux du marché monétaire et -0,003 pour le taux de prise en pension) se révèle néanmoins faible. Ce résultat est conforme aux prédictions théoriques et aux observations empiriques de KAHN et KNIGHT (1991, op. cit. P. 55) qui trouvent une réponse de la croissance à la variation de l'offre de monnaie dans les pays en développement de 0,043.

Il ressort des estimations que, le déterminant principal de la croissance économique à court terme dans l'Union (à l'exception du Bénin) s'avère être l'investissement total réel. Ce rôle moteur de l'investissement perdure à long terme dans cinq pays : le Burkina, la Côte d'Ivoire, le Mali, le Niger et le Togo. L'existence probable d'une liaison entre les taux directeurs de la BCEAO et l'investissement, par le biais des taux débiteurs des banques primaires et les crédits offerts par ces dernières, met en lumière l'importance du rôle joué par les taux directeurs dans la croissance économique. En effet, des estimations effectuées dans la zone UMOA (cf. P. DIOP, 1998) ont permis d'affirmer que «les taux débiteurs des banques varient en moyenne de 0,42% à court terme et de 0,97% à long terme, lorsqu'on fait varier les taux de prise en pension de 1%» (P.11).

c) Les effets sur l'inflation et la croissance des taux d'intérêt directeurs de la BCEAO semblent être indissociables l'un de l'autre : en effet, l'omission, lors des estimations effectuées, du taux de prise en pension dans les équations, faisait perdre toute significativité statistique au taux du marché monétaire. Ce constat suggère l'existence d'une forte complémentarité entre les deux taux d'intérêt directeurs.

d) Par ailleurs, il convient de noter, tant pour l'équation d'inflation que pour celle de croissance, que les coefficients de correction d'erreur sont différents d'un pays à l'autre. Ces derniers, encore appelés force de rappel, traduisent la rapidité de l'ajustement des économies, suite à un choc. Ainsi, la grande différence observée entre les forces de rappel, suggère une hétérogénéité entre les économies, du point de vue de leur capacité à retrouver leur niveau d'équilibre de long terme, en réponse à une décision de politique monétaire. Un tel constat n'est pas anodin, dans la mesure où, au sein d'une union monétaire, l'homogénéité des réponses aux décisions de politique monétaire est une condition-clé de succès des mesures communautaires et, partant, de la politique d'intégration. En particulier, du point de vue de la réponse de l'inflation à une variation des taux d'intérêt directeurs, le Bénin et le Sénégal ont la meilleure capacité d'ajustement (respectivement -0,97 et -0,67), alors que le Burkina a (en valeur absolue), la force de rappel la plus faible des économies de l'Union (-0,008). La présence d'un groupe relativement homogène de pays (Côte d'Ivoire, Mali, Niger, Togo) peut être notée, dont les valeurs des forces de rappel sont comprises entre -0,38 et -0,10. De même, la rapidité de l'ajustement de la croissance à une variation des taux directeurs, est différente d'un Etat à l'autre. Elle reste très faible pour le Burkina (-0,001), mais contrairement au cas de l'inflation, elle se révèle faible pour le Bénin et le Sénégal (respectivement -0,016 et -0,09). Le groupe de pays dont la croissance donne la plus forte vitesse d'ajustement à une variation des taux d'intérêt directeurs, est constitué par la Côte d'Ivoire, le Mali, le Niger et le Togo (entre -0,20 et -0,10). Les éléments explicatifs plausibles de telles différences sont vraisemblablement à rechercher, notamment du côté du taux de liquidité (M2/PIB) des différentes économies (cf. C. ADOBY, S. DIARISSO, 1997) et des spécificités des structures nationales de production et d'échanges.

### III - LES ENSEIGNEMENTS D'UNE MODELISATION VAR

Les résultats qui précèdent ont été affinés, afin de déterminer les délais, la persistance et l'ampleur de l'impact des variations des taux d'intérêt directeurs. A cet effet, une estimation à l'aide d'un modèle Vectoriel Autorégressif (VAR) est effectuée dans cette partie. Les résultats attendus devraient non seulement conforter ceux déjà obtenus, mais aussi et surtout constituer

une amélioration notable dans l'appréhension des effets de la politique monétaire sur le secteur réel de l'Union.

### 3.1 - Analyse des résultats économétriques

L'estimation économétrique a été effectuée à l'aide de données allant du quatrième trimestre 1989 au quatrième trimestre 1999. Les graphiques en annexe N° II donnent les réponses à des chocs sur les résidus structurels de deux des variables du modèle (PIB et Inflation). Pour chaque variable, le choc est égal à l'écart-type de ses résidus. L'horizon temporel des réponses est fixé à 40 trimestres, représentant le délai maximal nécessaire pour que les variables retrouvent leurs niveaux de long terme. Deux variables monétaires ont été retenues pour la simulation des chocs : le taux du marché monétaire (IM) et le taux de prise en pension (IPS) de la BCEAO.

Les critères d'Akaike et de Schwarz ont permis de sélectionner le nombre adéquat de retards. L'ordre d'intégration des variables dans le modèle VAR retenu, suite au test de causalité de Granger, est le suivant : le taux d'inflation, le PIB réel, l'investissement total réel, l'indice des prix à l'importation, le taux du marché monétaire et le taux de prise en pension. De manière formelle, chacune des six équations du système<sup>10</sup> [D(logIPC), D(logPIBR), D(logINVTOTR), D(logIPM), D(IM), D(IPS)] est estimée à l'aide de la méthode des moindres carrés ordinaires sur la période (1989-1999), en utilisant comme variables dépendantes, les variables retardées d'une période. Par exemple, l'équation de croissance estimée est de la forme :

$$D(\log(\text{PIBR})) = c_0 + \sum_{i=1}^p a_i D(\log(\text{IPC}(-i))) + \sum_{i=1}^p b_i D(\log(\text{PIBR}(-i))) + \sum_{i=1}^p g_i D(\log(\text{INVTOTR}(-i))) + \sum_{i=1}^p d_i D(\log(\text{IPM}(-i))) + \sum_{i=1}^p j_i D(\text{IM}(-i)) + \sum_{i=1}^p f_i D(\text{IPS}(-i))$$

Avec  $i = (1 \dots p)$ ,  $p$  étant l'ordre du VAR. (dans le cadre de ce modèle,  $P=1$ ).

Les résultats issus de la modélisation VAR sont relativement satisfaisants (cf. *infra*, Annexe N° II, fonctions de réponse aux variations des taux d'intérêt directeurs), dans la mesure où les réponses de l'inflation et celles de la croissance aux impulsions monétaires sont globalement cohérentes avec les résultats obtenus précédemment. La taille des séries (une quarantaine de données par pays et pour l'Union), relativement faible pour des estimations VAR, dans un contexte de nombre de variables endogènes élevé (6), constitue sans doute, un élément explicatif plausible de la significativité moyenne des résultats (cf. *infra*, Annexe N° I, tableaux 4 et 5). De même, la procédure de trimestrialisation des données ne peut guère se substituer parfaitement à la disponibilité de données brutes, et laisse échapper de ce fait, quelques informations pertinentes.

Les résultats obtenus confortent les conclusions du modèle à correction d'erreur, à savoir que la manipulation des taux directeurs donne des résultats significatifs en termes de réponse des variables-clé des économies de l'UEMOA, même si son impact effectif actuel sur le secteur réel est assez faible.

a) Au niveau de l'ensemble de l'UEMOA, les principaux résultats ci-après, ont été obtenus :

- une hausse des taux directeurs de la BCEAO se traduit par un effet négatif sur le PIB, effet dont l'ampleur maximale se situe à la fin du premier trimestre. Le PIB remonte ensuite pendant quatre ans (16 trimestres), puis dépasse sa tendance de long terme avant de se stabiliser à son niveau initial au bout de six ans et demi (26 trimestres). L'effet du taux du marché monétaire et celui de prise en pension se conjuguent et suivent la même trajectoire durant toute la durée de l'impact. Dans le cas des pays en développement, KAHN et KNIGHT (1991, op. cit. P. 63) obtiennent à partir de leur modèle et de l'hypothèse d'une hausse de 10% de l'offre de monnaie (issue de la hausse des crédits bancaires), que la croissance du PIB réel ne réagit qu'au cours de la deuxième année suivant le choc expansionniste. Elle augmente de 0,5% et décline lentement, avec une persistance de sept ans environ au-dessus de son niveau initial. Les résultats obtenus en

10 : Le modèle VAR utilisé est un système de 6 variables dans lequel est étudiée la contribution du taux du marché monétaire et celle du taux de prise en pension à l'explication de la variance de l'erreur de prévision de la croissance du PIB réel et de l'inflation.



France et dans les pays du G8 (cf. *supra*, première partie), indiquent pour leur part, que le délai de réaction de la croissance du PIB réel (six mois), est supérieur à celui observé dans l'UEMOA, mais avec un effet qui s'amortit plus vite (cinq ans) ;

- la réponse de l'inflation au même choc monétaire est tout aussi marquée : en effet, les deux taux directeurs exercent des influences identiques, provoquant l'effet dépressif attendu sur les prix. L'impact du taux du marché monétaire s'avère plus important à court terme que celui du taux de prise en pension. Les deux effets ont une ampleur maximale dès la fin du premier trimestre, puis ils remontent et dépassent leur tendance de long terme au bout d'un an et demi ; ils amorcent ensuite leur retour au niveau initial de l'inflation, mouvement qui s'estompe au bout de cinq ans (20 trimestres). Cette réponse de l'inflation semble conforme à celle décrite par KAHN et KNIGHT (1991, op. cit. P. 61) pour les pays en développement : en effet, en utilisant une version simplifiée de leur modèle (hypothèse d'exogénéité de la croissance économique vis-à-vis de la politique monétaire) et en écrivant une équation dynamique de demande de monnaie, les auteurs simulent sur des données annuelles, un choc de politique monétaire. Suite à une augmentation ponctuelle de l'offre de monnaie de 10%, les prix augmentent de 12% dès la première année, puis décroissent et reviennent à l'équilibre initial au bout de cinq ans. Ces effets sont sensiblement différents de ceux observés en France et dans les pays développés regroupés au sein du G8 (cf. *supra*, première partie) : en effet, un choc monétaire a un effet tardif sur les prix (un an et demi à deux ans), mais l'effet subsiste longtemps (plus de six ans). La décomposition de la variance de l'erreur de prévision (cf. Annexe N° I, tableaux 6 et 7) donne globalement les résultats suivants :

- concernant l'inflation, 8% de la variance de l'erreur de prévision provient des innovations du taux du marché monétaire et 3% est dû aux innovations du taux de prise en pension ; 66% de la variance de l'erreur de prévision de l'inflation provient de ses propres innovations, alors que 19% est attribuable à l'inflation importée ;

- concernant la croissance, la décomposition de la variance de l'erreur de prévision indique que 0,7% de celle-ci est due aux innovations du taux du marché monétaire, 1,19% à celles du taux de prise en pension, 0,48% à celles de l'investissement total et 97% aux propres innovations de la croissance.

b) L'augmentation des taux d'intérêt directeurs de la BCEAO engendre dans tous les pays de l'UEMOA une diminution de l'inflation. Ce résultat, qui va dans le sens attendu, montre que les économies de l'Union réagissent positivement aux décisions des autorités monétaires. Dans le cas spécifique de la Côte d'Ivoire, la réponse désinflationniste à un choc positif sur les taux directeurs de la BCEAO, très rapide, est maximale au bout du premier trimestre. Les prix remontent ensuite rapidement aux deuxième et troisième trimestres et retrouvent progressivement, puis dépassent légèrement leur niveau initial au bout de trois ans (12 trimestres). Le retour de l'inflation à son niveau de long terme s'effectue au bout de six ans (24 trimestres).

Ce résultat est en adéquation avec les conclusions de O. SAMBA MAMADOU (1998 b, op. cit) qui, dans le cadre du modèle «PROMES-Côte d'Ivoire», observe un délai d'ajustement de cinq ans (à partir de données annuelles) et de A. DIAGNE et F. DOUCOURE (2000) qui trouvent à partir d'une modélisation VAR que dans le cas de la Côte d'Ivoire, «la réaction du taux d'inflation suite à un choc sur le taux d'intérêt est instantanée : les prix baissent fortement dès que le choc est opéré». Toutefois, les deux auteurs notent une forte hausse des prix entre le deuxième et le troisième trimestre. L'effet se stabilise à partir de la première année, ce qui diffère sensiblement des résultats obtenus dans le cadre du modèle «PROMES-Côte d'Ivoire» et de la présente étude.

Par rapport à l'impact d'une augmentation des taux d'intérêt directeurs sur la croissance économique, l'analyse de la réponse des pays semble autoriser un regroupement en deux blocs de pays :

- d'une part, les pays où des effets contradictoires ont été observés : Niger, Bénin, Burkina et Sénégal. Les trois derniers pays réagissent de manière paradoxale à une augmentation du taux du marché monétaire (effet expansionniste sur la croissance), alors que leur réponse à une hausse du taux de prises en pension va dans le sens attendu. Le Niger réagit suivant le sens attendu à une augmentation du taux du marché monétaire, mais de manière paradoxale à celle du taux de prise en pension. Par ailleurs, dans le cas du Bénin, s'il est exact que la réaction de l'activité

économique à une hausse du taux du marché monétaire est contradictoire d'une méthode à l'autre (sens attendu dans le cadre du modèle à correction d'erreur, mais contre-intuitif dans le cadre du modèle VAR), l'impact dominant reste celui du taux de pension. Or, cet impact va dans le sens attendu, aussi bien avec le modèle à correction d'erreur qu'avec le modèle VAR. Au Niger, l'impact du taux du marché monétaire ne s'est pas révélé significatif dans le cas du modèle à correction d'erreur, ni à court terme, ni à long terme. Seul le taux de pension exerce, à long terme, un effet allant dans le sens attendu, en considérant le modèle à correction d'erreur, ce que ne semble pas confirmer le modèle VAR ;

- d'autre part, les pays qui réagissent suivant le sens attendu, avec un effet dépressif plus ou moins marqué : Côte d'Ivoire, Mali et Togo. En ce qui concerne la Côte d'Ivoire, un effet récessionniste est observé dès le premier trimestre, mais son impact n'est maximal qu'au bout de cinq trimestres. Cet effet s'estompe progressivement et la croissance du PIB retrouve son niveau de long terme au bout de sept ans (28 trimestres) avec cependant un fort rapprochement vers ce niveau à la fin de la quatrième année. L'analyse sur données annuelles effectuée dans le cadre du modèle « PROMES-Côte d'Ivoire », indique que la persistance de l'impact d'un choc monétaire sur le PIB réel reste significative au-delà de six ans, ce que corroborent les résultats de la modélisation VAR.

### **3.2 - L'efficacité des mécanismes de transmission des impulsions monétaires dans l'UEMOA**

a) Le constat d'un délai d'impact très court de la hausse des taux d'intérêts directeurs sur la croissance économique dans l'UEMOA, nécessiterait sans doute, des commentaires supplémentaires. Seulement, les modèles VAR étant «athéoriques», il est difficile de retracer les caractéristiques du canal effectif de transmission monétaire, au risque d'abuser de rationalisations «ex post». Une autre explication pourrait être avancée, celle de l'absence d'un effet réel sur la croissance dans l'UEMOA, d'une variation des taux directeurs. Le fait que 97% de la variance de l'erreur de prévision de la croissance soit due à ses propres innovations, corrobore assurément une telle explication.

Cependant, il y a lieu de rester prudent, si l'on se réfère notamment aux résultats de travaux précédents sur l'impact des variations des taux directeurs de la BCEAO. En effet, dans le cadre de l'UEMOA, P. DIOP (1998, P. 11) montre que «les taux débiteurs des banques varient en moyenne de 0,42% à court terme et de 0,97% à long terme, lorsque les taux de prises en pension varient de 1%». Ainsi, à moins de supposer que les variations des taux débiteurs des banques n'exercent pas d'effet significatif sur l'activité au sein de l'Union, il paraît légitime d'estimer qu'une variation des taux d'intérêt directeurs de la BCEAO, exerce un effet en sens contraire sur la croissance, dans les économies de l'UEMOA. Ceci n'épuise certainement pas la discussion relative au délai de réaction très court de la croissance aux variations des taux directeurs. Par ailleurs, il ne faudrait pas oublier l'impact psychologique de la variation des taux d'intérêt directeurs de la BCEAO sur la formation des taux d'intérêt des banques. Cependant, il est difficile d'isoler empiriquement l'importance d'un tel impact. En outre, l'effet psychologique des variations des taux directeurs est d'une certaine manière, prise en compte dans la présente étude, dans la mesure où le modèle VAR intègre toutes les décisions passées ayant un impact sur l'évolution de l'inflation et de la croissance.

b) Toutefois, en ce qui concerne l'impact sur l'activité économique, la liaison inverse observée dans l'Union suite à un choc positif sur les taux directeurs, semble conforme aux prédictions théoriques :

- en effet, la hausse des taux directeurs se répercute sur les taux débiteurs des banques, ce qui induit, toutes choses égales par ailleurs, une baisse de la demande de crédit bancaire et un ralentissement des investissements et de la consommation ;

- cependant, les différences observées dans les réponses des pays aux chocs respectifs sur les deux taux directeurs (IM et IPS), pourraient résulter entre autres facteurs, de spécificités nationales au niveau des marchés du crédit, formel et informel.

c) En ce qui concerne l'impact sur l'inflation, les réponses des économies de l'UEMOA semblent conduire à un constat mitigé : l'effet est aussi rapide que celui exercé sur la croissance économique ; or, c'est par le biais des réponses données par la croissance économique aux variations des taux d'intérêt directs qu'il est généralement convenu d'interpréter le sens de l'évolution du taux d'inflation. Dans un contexte d'expansion économique, la hausse de la demande engendre une hausse de l'inflation et au contraire, dans les périodes de récession économique, la faiblesse de la demande exerce un effet déflationniste. Ce canal de transmission de la politique monétaire explique l'antériorité de la réponse de la croissance sur celle de l'inflation dans les pays développés à économie de marché, suite à une variation des taux d'intérêt directs (cf. *supra*, première partie).

- Cependant, dans le cas de l'UEMOA comme dans celui des autres pays en développement, l'explication de KAHN et KNIGHT(1991, P. 82) pourrait contribuer à éclairer le paradoxe du délai très court de réaction de l'inflation aux variations des taux d'intérêt directs : en effet, ces auteurs privilégient la piste d'une inflation d'origine monétaire, plus qu'une inflation issue de tensions sur le marché des biens et services (inflation par la demande). Ils estiment qu'une augmentation de l'offre nominale de monnaie engendre, pour un niveau donné de demande réelle de monnaie, un ajustement (augmentation) rapide des prix, de manière à retrouver le niveau initial de l'offre réelle de monnaie et donc, l'équilibre sur le marché de la monnaie. Cette explication, quantitativiste, est d'autant plus convaincante que l'impact de la politique monétaire sur la croissance du PIB réel est faible.

d) De manière générale, la relative inefficacité d'une politique des taux directs de la BCEAO sur la croissance dans quatre pays de l'Union (Bénin, Burkina, Niger, Sénégal), fait ressortir la nécessité d'envisager d'autres leviers susceptibles d'y accroître l'efficacité de la politique monétaire.

e) Une utilisation active du taux du marché monétaire (IM) semble être indiquée pour un réglage de l'activité et de l'inflation au sein de l'Union, dans la mesure où il ressort de cette étude que ce taux constitue la variable dont la variation influe le plus sur les réponses des économies.

## **CONCLUSION GENERALE**

La présente étude a montré qu'un choc positif sur les taux d'intérêt directs de la BCEAO se traduit par un effet négatif sur la croissance économique et l'inflation au sein de l'UEMOA. Toutefois, cet effet demeure relativement faible et différencié suivant les pays de l'Union.

Ainsi, une amélioration des mécanismes de transmission de la politique monétaire au secteur réel dans le cadre de l'UEMOA s'avère indispensable. Elle est conditionnée par un certain nombre de facteurs que met en évidence la présente étude. En effet, ses résultats plaident pour :

- la nécessité d'évaluer l'impact de la structure financière des économies de l'Union sur leurs réponses aux chocs monétaires, ceci dans le souci d'aboutir à terme à une homogénéité et une convergence des réponses des différentes économies aux décisions de politique monétaire ;

- une utilisation active du taux du marché monétaire comme instrument de régulation à court terme de la liquidité au sein de l'Union ;

- la nécessité d'envisager des leviers complémentaires de politique monétaire susceptibles d'accroître l'efficacité du réglage de l'activité économique effectué à travers l'utilisation des taux directs ;

- la poursuite de l'approfondissement du marché financier, devant se traduire par l'essor des placements financiers des ménages, condition d'une meilleure efficacité des mécanismes de transmission de la politique monétaire au sein de l'UEMOA.

## REFERENCES BIBLIOGRAPHIQUES

- ADOBY C., DIARISSO S. (1997) «Evolution du taux de liquidité dans les pays de l'UEMOA», *Document d'Etude et de Recherche (D.E.R.)* N° 97/04, Banque Centrale des Etats de l'Afrique de l'Ouest (BCEAO), Direction de la Recherche et de la Statistique, Juillet 1997.
- AGENOR P.R. (1991) «Stabilization Policies in Developing Countries with a Parallel Market for Foreign Exchange : A Formal Framework», in KAHN M. , MONTIEL P., HAQUE N. eds «*Macroeconomic Models for Adjustment in Developing Countries*», IMF, Washington D.C., 1991, PP. 201-233.
- ARYEETEEY E., SENBET L., UDRY C. (1997) «Financial Liberalisation and Financial Markets in Sub-Saharan Africa : a Synthesis», *Journal of African Economies*, 6 (1) PP. 1-28.
- Banque de France (1998) «*La Politique Monétaire à l'Heure du Marché Mondial des Capitaux*», Banque de France, Paris, Février 1998, 290 P.
- BERNANKE B., BLINDER A. (1988) «Credit, Money and Aggregate Demand», *American Economic Review*, may 1988.
- BERNANKE B., BLINDER A. (1992) «The Federal Funds Rate and the Channels of Monetary Transmission», *American Economic Review*, September 1992.
- BCEAO (2000) «*La Politique de Taux d'Intérêt dans l'Union*», Direction du Crédit, Miméo, Janvier 2000, 13 P.
- CHANDAVARKAR A. (1971) «Some Aspects of Interest Rate Policies in Less Developed Economies : The experience of Selected Asian Countries», *IMF Staff Papers*, 18, (1), March, PP. 48-112.
- CORTET C. (1998) «*Structures financières et mécanismes de transmission de la politique monétaire dans les principaux pays européens*», Note interne de la Banque de France, 1998, 14 P.
- COUSSERAN O., PFISTER C. (1996) «*Mise en Oeuvre et Efficacité de la Politique Monétaire*», Note interne de la Banque de France, 1996, 25 P.
- DIAGNE A., DOUCOURE F. (2000) «*Les canaux de transmission de la politique monétaire dans les pays de l'UEMOA*», Mimeo, CREA et FASEG, Université Cheikh Anta DIOP, Dakar, SENEGAL, Juillet 2000, 33 P.
- DIOP Papa Lamine (1998) «L'impact des taux directeurs de la BCEAO sur les taux débiteurs des banques», *Notes d'Information et Statistiques*, Banque Centrale des Etats de l'Afrique de l'Ouest, N°483-484, Juillet-Août-Septembre 1998, 19 P.
- DOSSOU A.S. (1998) «Analyse économétrique de la demande de monnaie au Bénin et au Ghana», *Notes d'Information et Statistiques*, Banque Centrale des Etats de l'Afrique de l'Ouest (BCEAO), N° 479, Mars 1998, 20 P.
- FRY M. (1995) «*Money, Interest and Banking in Economic Development*», Johns Hopkins University Press, Baltimore, 1995.
- GALBIS V. (1982) «Analytical aspects of Interest Rate Policies in Less Developed Countries», *Savings and Development*, 6 (2), 1982, PP. 111-165.
- GERLACH S., SMETS F. (1995) «The Monetary Transmission Mechanism : Evidence from the G7 Countries», *B.I.S. Working Paper*, N° 26, April 1995.
- GOLDSTEIN M., KAHN M. (1976) «Large Versus Small Prices Changes and the Demand for Imports», *IMF Staff Papers*, vol.23, 1976, PP. 200-225.
- KAHN M., KNIGHT M. (1991) «Stabilization Programs in Developing Countries : A Formal Framework», in KAHN M., MONTIEL P., HAQUE N. eds «*Macroeconomic Models for Adjustment in Developing Countries*», IMF, Washington D.C., 1991, PP. 38-85.

- KASHYAP A., STEIN J. (1993) «Monetary Policy and Bank Lending», *N.B.E.R. Working Paper*, N° 4317, April 1993.
- KRAHNEN J., SCHMIDT R. (1994) «*Development Finance as Institution Building : a New Approach to poverty Oriented Banking*», Westview Press, ILO, Geneva, 1994.
- LEITE S.P. (1982) «Interest Rate Policies in West Africa», *IMF Staff Papers*, 29 (1), March, PP. 48-76.
- LOGOSSAH K. (1994) «Capital humain et croissance économique : une revue de la littérature», *Economie et Prévision*, 5 (116), 1994, PP. 17-34.
- Mc KINNON R. (1973) «*Money and Capital in Economic Development*», Washington, D.C., Brookings Institution, 1973.
- MISHKIN F. (1996) «Les canaux de transmission monétaire : leçons pour la politique monétaire», *Bulletin de la Banque de France*, N°27, Mars 1996, PP. 91-105.
- MOJON B. (1998) «Structures financières et Transmission de la Politique Monétaire, Application à l'Allemagne, la France, l'Italie et le Royaume-Uni», *Document de Travail du C.E.P.I.I.*, N° 98-12, 1998, 65 P.
- SAMBA MAMADOU O. (1998, a) «Modèle Intégré de Projection Macro-Econométrique et de Simulation pour les Etats Membres de l'UEMOA («PROMES») : cadre théorique», *Document d'Etude et de Recherche (D.E.R.)* N° 98/05, Banque Centrale des Etats de l'Afrique de l'Ouest (BCEAO), Direction de la Recherche et de la Statistique, Août 1998.
- SAMBA MAMADOU O. (1998, b) «Modèle Intégré de Projection Macro-Econométrique et de Simulation pour les Etats Membres de l'UEMOA («PROMES») : estimation et application à la Côte d'Ivoire», *Document d'Etude et de Recherche (D.E.R.)* N° 98/06, Banque Centrale des Etats de l'Afrique de l'Ouest (BCEAO), Direction de la Recherche et de la Statistique, Août 1998.
- SHAW E. S. (1973) «Financial Deepening in Economic Development», New York, Oxford University Press, 1973.
- TAYLOR L. (1983) «*Structuralist Macroeconomics : Applicable Models for Third World*», New York, Basic Books, 1983.
- VAN WIJNBERGEN S. (1983) «Interest Rate Management in LDCs», *Journal of Monetary Economics*, 12 (3), September, PP. 433-452.
- WARMAN F., THIRLWALL A. (1994) «Interest Rates, Saving, Investment and Growth in Mexico 1960-90 : Test of the Financial Liberalisation Hypothesis», *The Journal of Development Studies*, Vol. 30, N° 3, 1994, PP. 629-649.

**ESTIMATIONS SUR DONNEES TRIMESTRIELLES  
RESULTATS D'UN MODELE A CORRECTION D'ERREUR**

**Tableau 1 - UEMOA - Test de racine unitaire (ADF)**

	UEMOA : Test de Racine Unitaire (ADF) sur les variables										
	En niveau					En différence					
	Valeur		Nombre de retards	Avec		Valeur		Nombre de retards	Avec		Conclusion
	Empirique	Théorique		Constante	Trend	Empirique	Théorique		Constante	Trend	
IPC	1,78	-1,94	1	NON	NON	-3,09	-2,61	1	NON	NON	I(1)
INVTOTR	-2,90	-3,51	5	OUI	OUI	-3,52	-2,92	1	NON	NON	I(1)
IPS	-1,13	-1,94	4	NON	NON	-6,37	-2,61	1	NON	NON	I(1)
PIBR	-2,03	-3,51	5	OUI	OUI	-3,24	-3,18	3	Oui	Oui	I(1) <sup>11</sup>
IPM	-2,19	-3,51	5	OUI	OUI	-1,79	-1,61	4	NON	NON	I(1)
IM	-1,20	-2,61	2	NON	NON	-4,08	-2,61	1	NON	NON	I(1)

**Tableau 2 - UEMOA : inflation - Test de stationnarité des résidus de la relation de long terme**

	Valeur empirique (ADF)	Valeur théorique (1%)	Nombre de retards	Constante	Trend	Conclusion
UEMOA	-3,67	-2,61	1	NON	NON	I(0)
Bénin	-5,04	-2,62	1	NON	NON	I(0)
Burkina	-3,91	-2,61	4	NON	NON	I(0)
Côte d'Ivoire	-3,18	-2,61	1	NON	NON	I(0)
Mali	-4,32	-2,61	1	NON	NON	I(0)
Niger	-3,55	-2,61	1	NON	NON	I(0)
Sénégal	-4,40	-2,61	2	NON	NON	I(0)
Togo	-3,79	-2,61	1	NON	NON	I(0)

11 : Test de PHILLIPS-PERRON.

**Tableau 3 - UEMOA : croissance - test de stationnarité des résidus de la relation de long terme**

	Valeur empirique (ADF)	Valeur théorique (1%)	Nombre de retards	Constante	Trend	Conclusion
UEMOA	-4,21	-2,62	1	NON	NON	I(0)
Bénin	-3,35	-2,61	1	NON	NON	I(0)
Burkina	-3,80	-2,61	1	NON	NON	I(0)
Côte d'Ivoire	-3,49	-2,62	3	NON	NON	I(0)
Mali	-3,54	-2,62	3	NON	NON	I(0)
Niger	-2,86	-2,61	2	NON	NON	I(0)
Sénégal	-6,07	-2,62	3	NON	NON	I(0)
Togo	-3,00	-2,62	3	NON	NON	I(0)

**Tableau 4 - Inflation : estimation du modèle VAR en logarithme**

	UEMOA	Bénin	Burkina	Côte d'Ivoire	Mali	Niger	Sénégal	Togo
DL(IPC) (-1)	-0,046 (-0,22) <sup>12</sup>	0,29 (1,13)	0,042 (0,22)	0,09 (0,59)	0,19 (1,16)	-0,08 (-0,052)	-0,045 (-0,25)	0,17 (1,13)
DL(INVTOTR)	0,033 (0,22)	-0,023 (-0,107)	0,04 (0,25)	0,106 (1,48)	0,21 (-0,92)	0,015 (0,33)	0,127 (1,04)	0,103 (2,76)
DL(IPM)	0,36 (2,73)	0,76 (1,21)	0,25 (2,57)	0,22 (3,32)	0,02 (0,169)	0,33 (3,57)	0,32 (2,51)	0,24 (2,007)
DL(PIB) (-1)	-0,36 (-0,61)	-5,58 (-1,01)	-0,093 (-0,11)	-0,16 (-0,37)	-0,22 (-0,54)	0,44 (0,77)	-0,77 (-1,14)	-0,61 (-1,63)
D(IM) (-1)	0,001 (0,25)	-0,01 (0,69)	-0,001 (-0,15)	0,002 (0,39)	-0,009 (-1,04)	-0,002 (-0,22)	-0,005 (-0,71)	0,022 (0,25)
D(IPS) (-1)	-0,013 (-2,35)	-0,056 (-2,83)	-0,005 (-0,84)	-0,01 (-2,04)	-0,002 (-0,27)	-0,007 (-0,75)	-0,008 (-1,19)	-0,022 (-2,93)
Adj. R-Squared	0,41	0,38	0,21	0,39	0,20	0,27	0,30	0,44
Log Likeli-hood	97,41	68,24	94,70	99,74	84,50	78,02	90,07	85,049

12 : Valeur du «t» de Student empirique.

**Tableau 5 - Croissance : estimation du modèle VAR en logarithme**

	UEMOA	Bénin	Burkina	Côte d'Ivoire	Mali	Niger	Sénégal	Togo
DL(IPC) (-1)	0,032 (0,82)	0,0025 (0,26)	-0,032 (-0,59)	0,027 (0,77)	-0,04 (-0,6)	0,031 (0,74)	-0,023 (-0,043)	-0,010 (-0,108)
DL(INVTOTR)	-0,01 (-0,04)	-0,024 (-0,32)	-0,013 (-0,30)	-0,008 (-0,48)	-0,011 (-0,11)	0,013 (1,09)	-0,02 (-0,56)	0,0003 (0,015)
DL(IPM)	-0,001 (-0,05)	0,017 (0,77)	0,018 (0,64)	0,009 (0,59)	0,037 (0,78)	-0,007 (-0,27)	0,055 (1,45)	0,052 (0,69)
DL(PIBR) (-1)	0,76 (6,89)	0,45 (2,25)	0,67 (2,95)	0,86 (8,66)	0,45 (2,80)	0,46 (2,97)	0,50 (2,53)	0,56 (2,38)
D(IM) (-1)	0,0008 (0,64)	0,01 (1,45)	0,002 (1,26)	0,0003 (0,24)	0,001 (0,44)	-0,002 (-0,77)	0,0023 (1,015)	0,0046 (0,81)
D(IPS) (-1)	-0,001 (-1,41)	-0,001 (-1,77)	-0,002 (-1,06)	-0,0004 (-0,31)	-0,002 (-0,27)	0,0007 (0,30)	-0,0016 (-0,81)	-0,011 (-2,39)
Adj. R-Squared	0,40	0,29	0,26	0,70	0,20	0,21	0,20	0,36
Log Likeli-hood	166,34	190,56	146,9	160,53	122,17	131,23	140,42	103,90

**Tableau 6 - Décomposition de la variance de l'erreur de prévision de l'inflation**

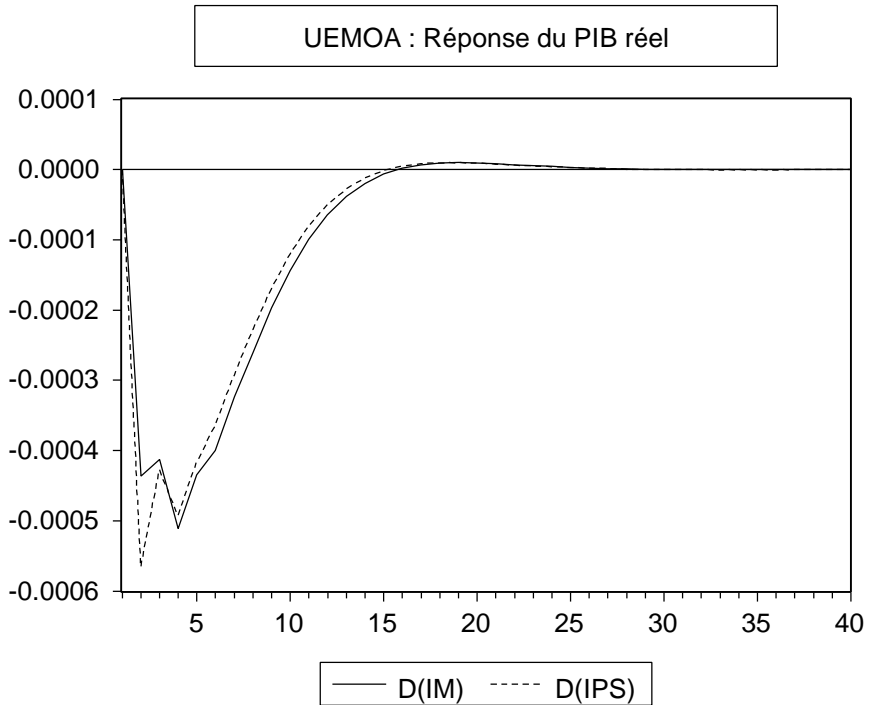
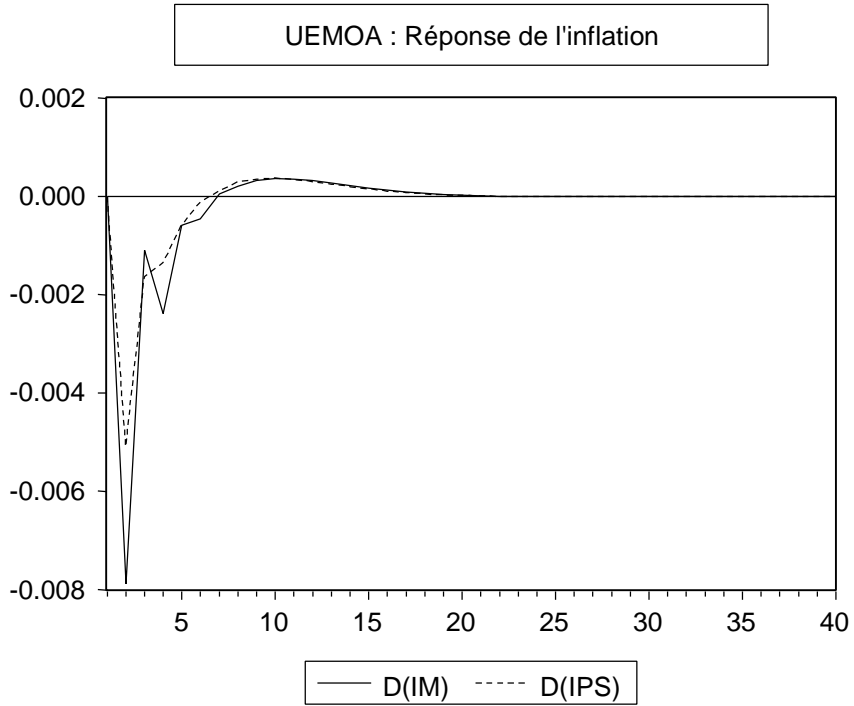
Périodes	D(log(IPC))	D(log(PIBR))	D(log(IPM))	D(IM)	D(IPS)
1	65,63	2,42	19,22	8,04	3,35
2	59,73	2,37	24,92	7,31	3,30
3	55,39	2,22	29,21	7,39	3,25
4	53,98	2,40	30,63	7,23	3,21
5	53,25	2,74	31,15	7,16	3,16



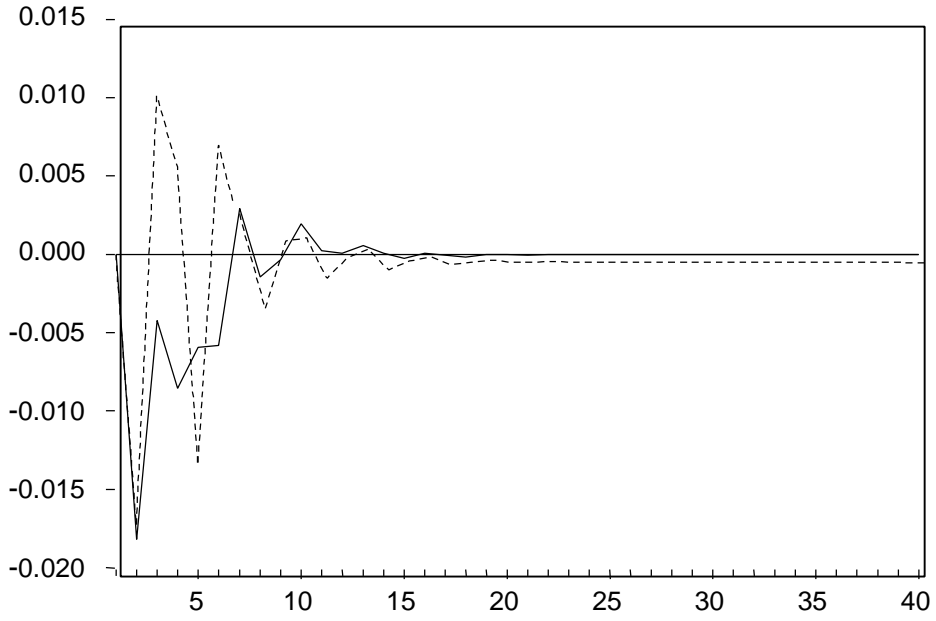
**Tableau 7 - Décomposition de la variance de l'erreur de prévision de la croissance**

<b>Périodes</b>	<b>D(log(IPC))</b>	<b>D(log(PIBR))</b>	<b>D(log(INVTOTR))</b>	<b>D(IM)</b>	<b>D(IPS)</b>
1	0,76	96,85	0,48	0,70	1,19
2	1,96	94,87	0,38	1,05	1,47
3	2,24	92,67	0,37	1,57	1,88
4	2,49	90,58	0,42	1,87	2,12
5	2,57	88,72	0,47	2,10	2,28

FONCTIONS DE REPONSES DE L'INFLATION ET DU PIB REEL SUITE  
 A UN CHOC POSITIF SUR LE TAUX DU MARCHÉ MONÉTAIRE (IM)  
 ET LE TAUX DE PRISE EN PENSION (IPS)

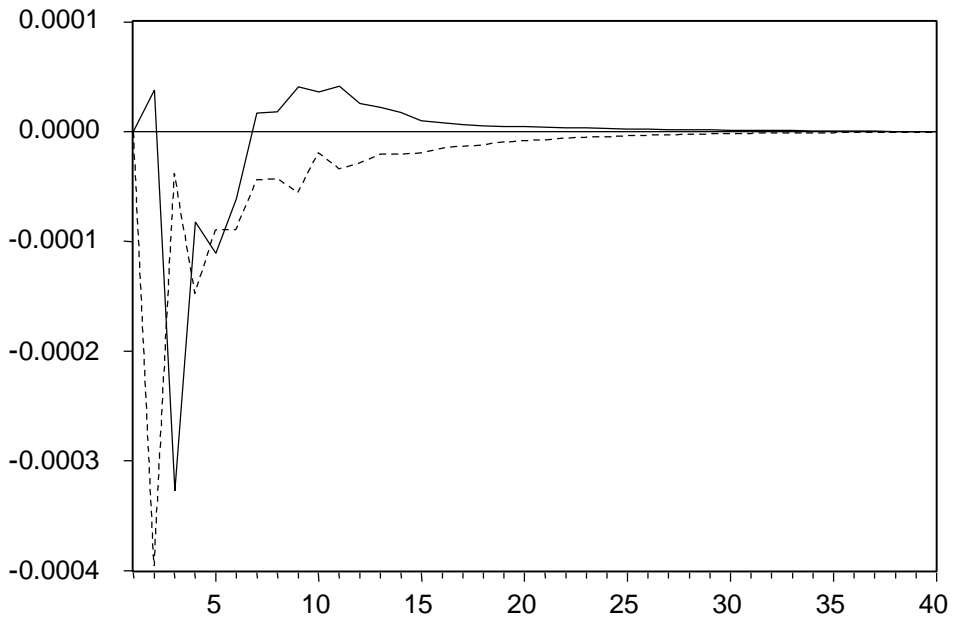


Bénin : Réponse de l'inflation



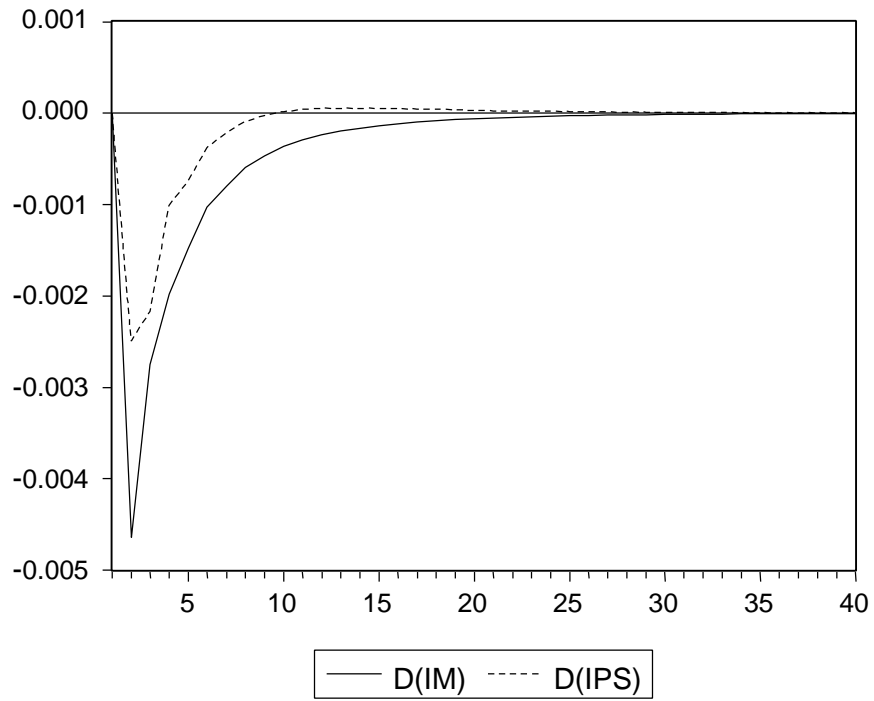
— D(IM)    - - - - D(IPS)

Bénin : Réponse du PIB réel

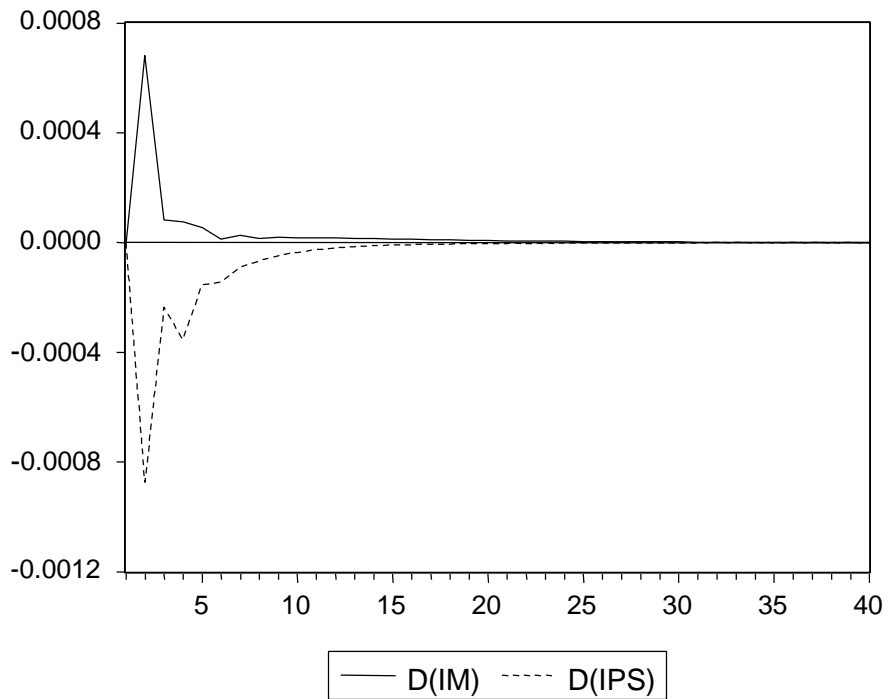


— D(IM)    - - - - D(IPS)

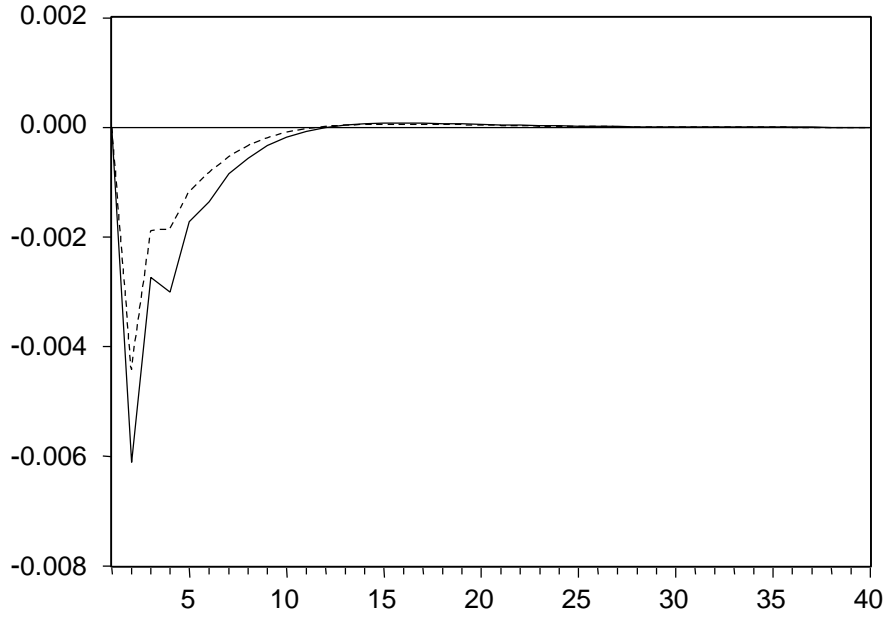
Burkina : Réponse de l'inflation



Burkina : Réponse du PIB réel

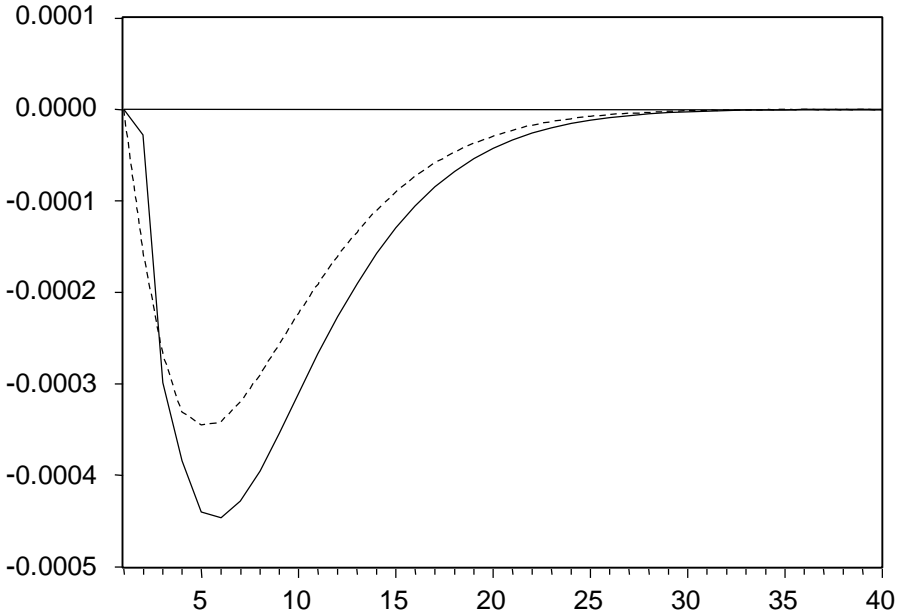


Côte d'Ivoire : Réponse de l'inflation



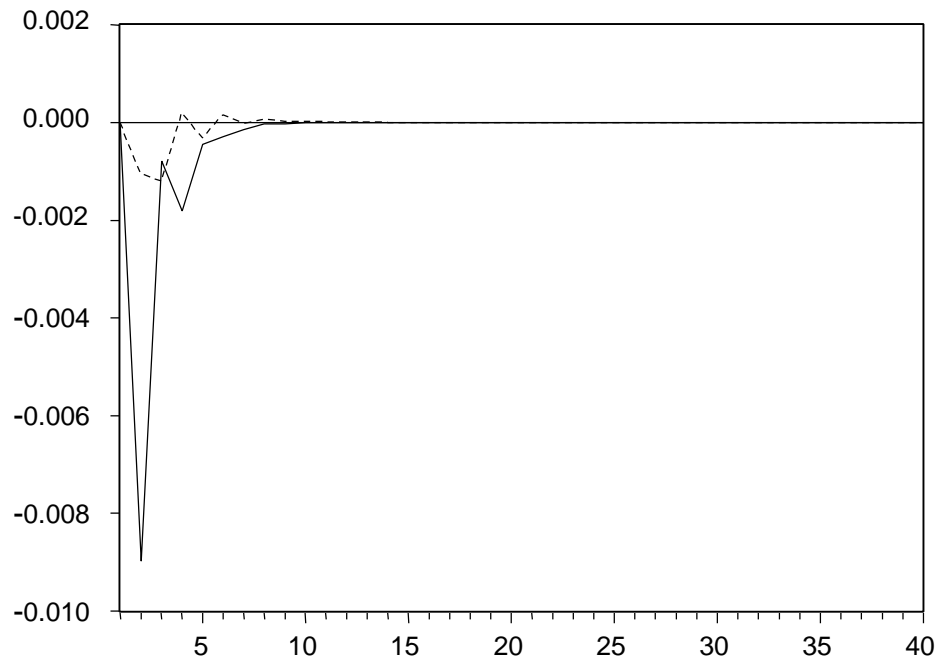
— D(IM)    - - - - D(IPS)

Côte d'Ivoire : Réponse du PIB réel



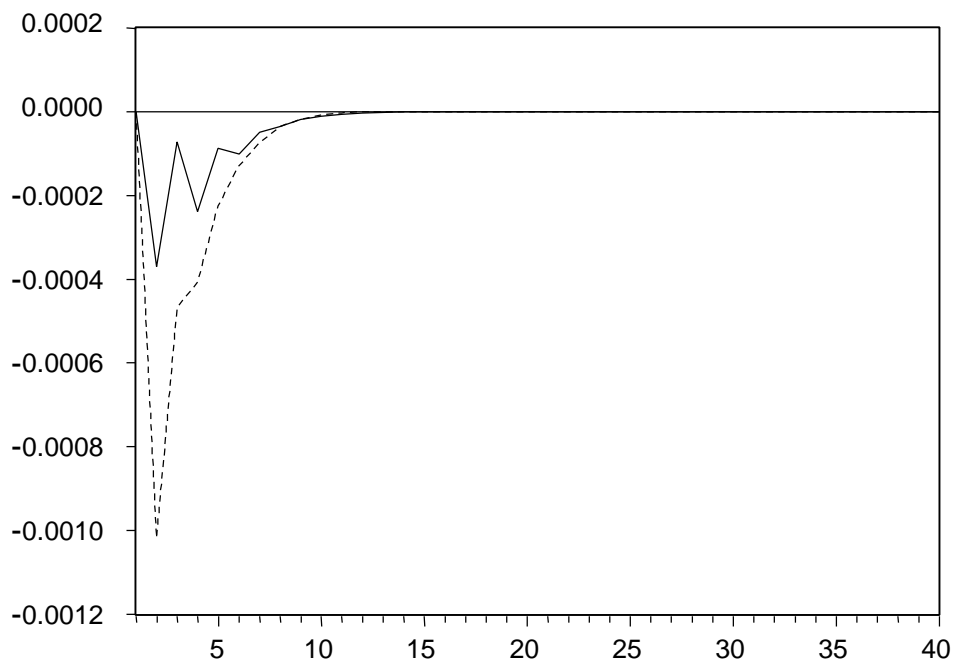
— D(IM)    - - - - D(IPS)

Mali : Réponse de l'inflation



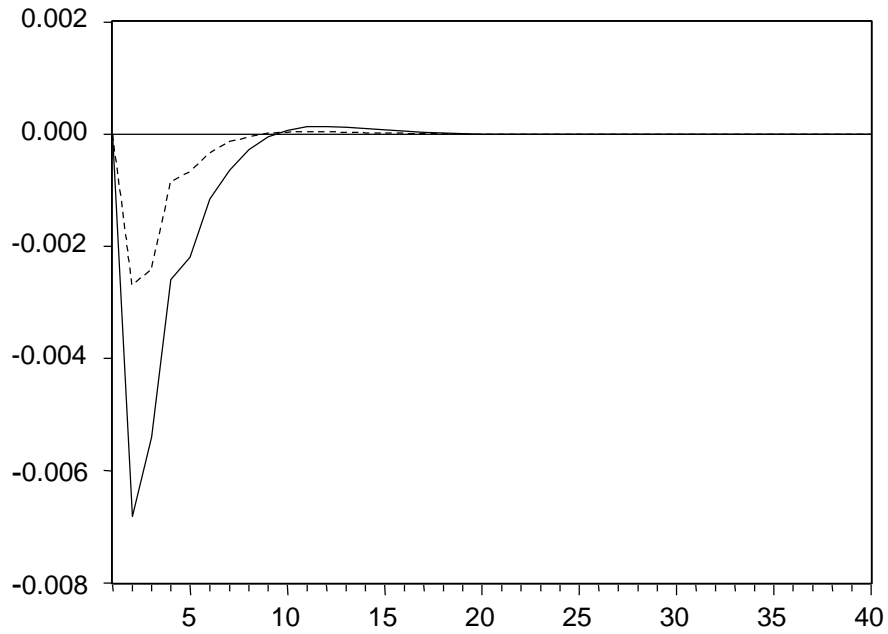
— D(IM)    - - - - D(IPS)

Mali : Réponse du PIB réel



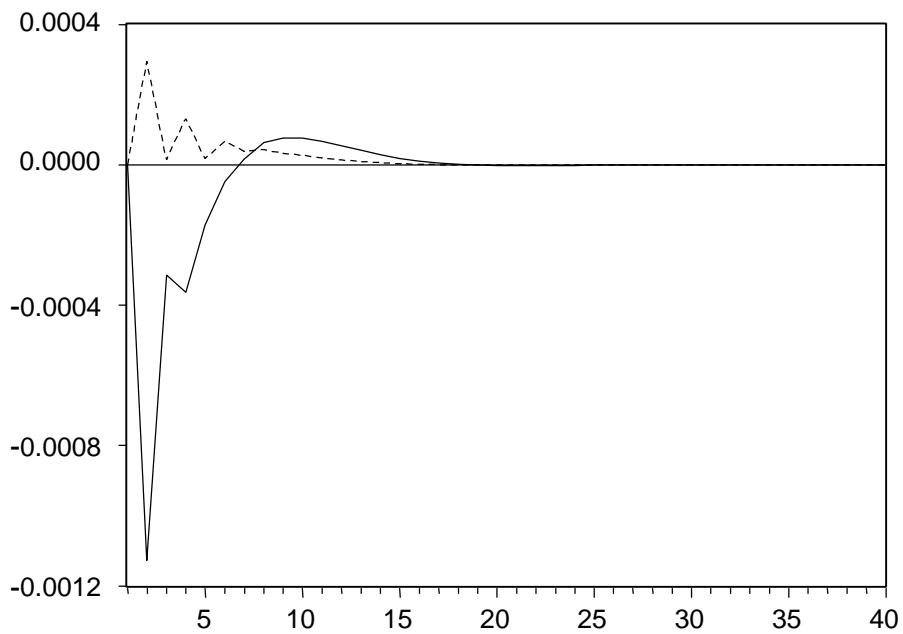
— D(IM)    - - - - D(IPS)

Niger : Réponse de l'inflation



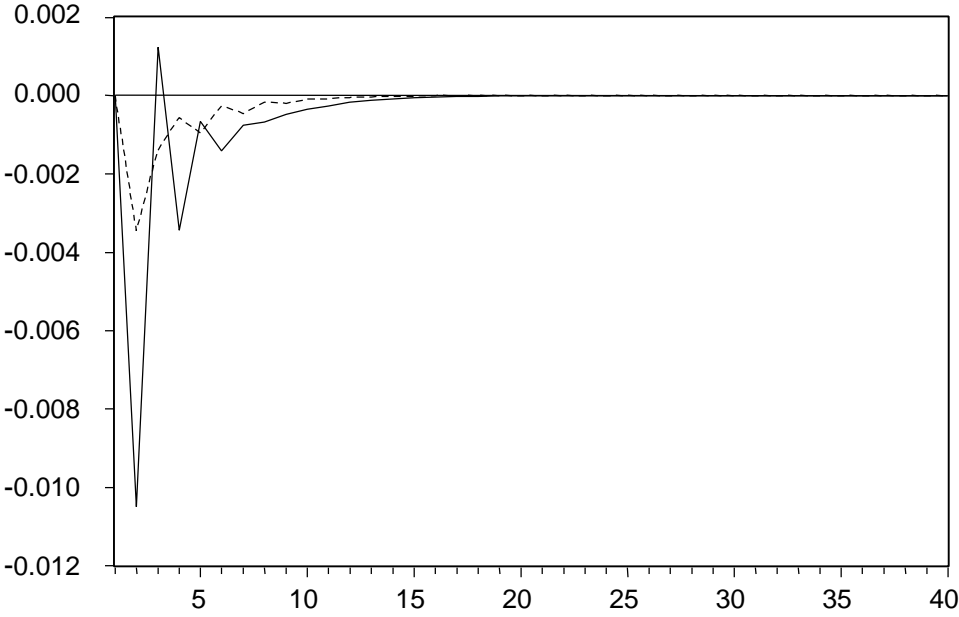
— D(IM)    - - - - D(IPS)

Niger : Réponse du PIB réel



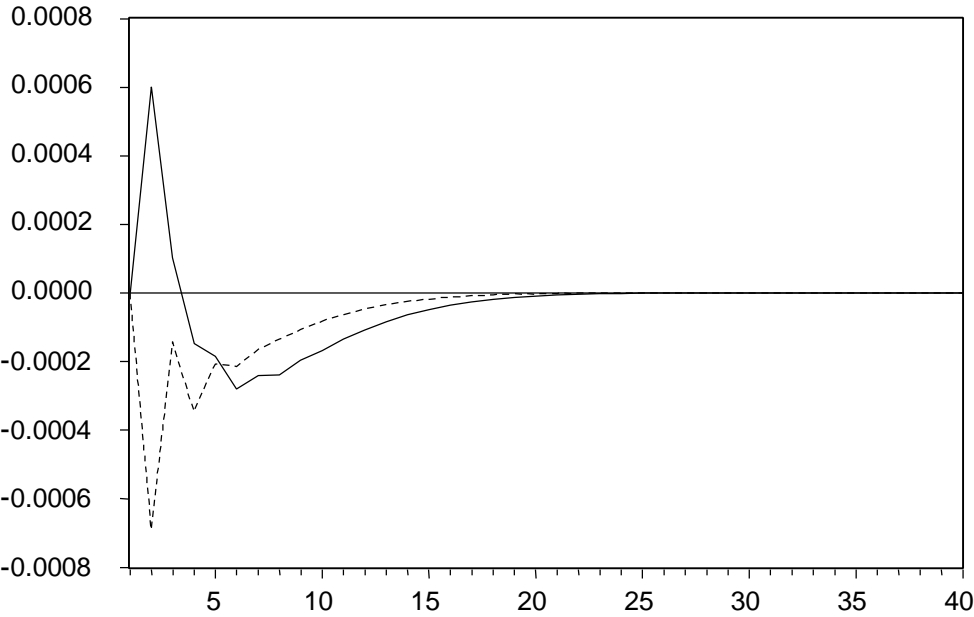
— D(IM)    - - - - D(IPS)

Sénégal : Réponse de l'inflation



— D(IM)    - - - - D(IPS)

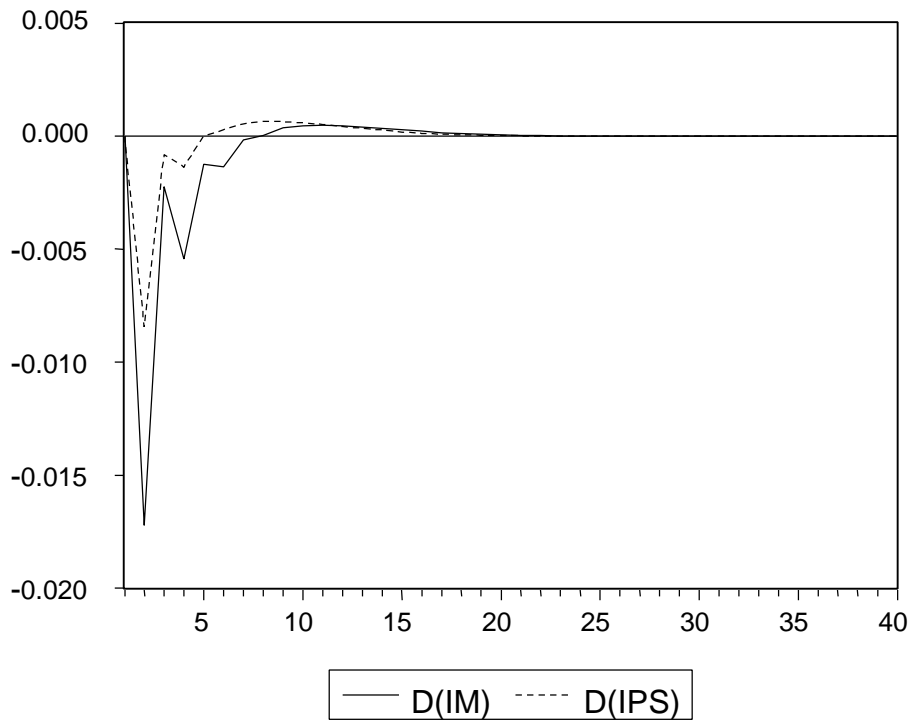
Sénégal : Réponse du PIB réel



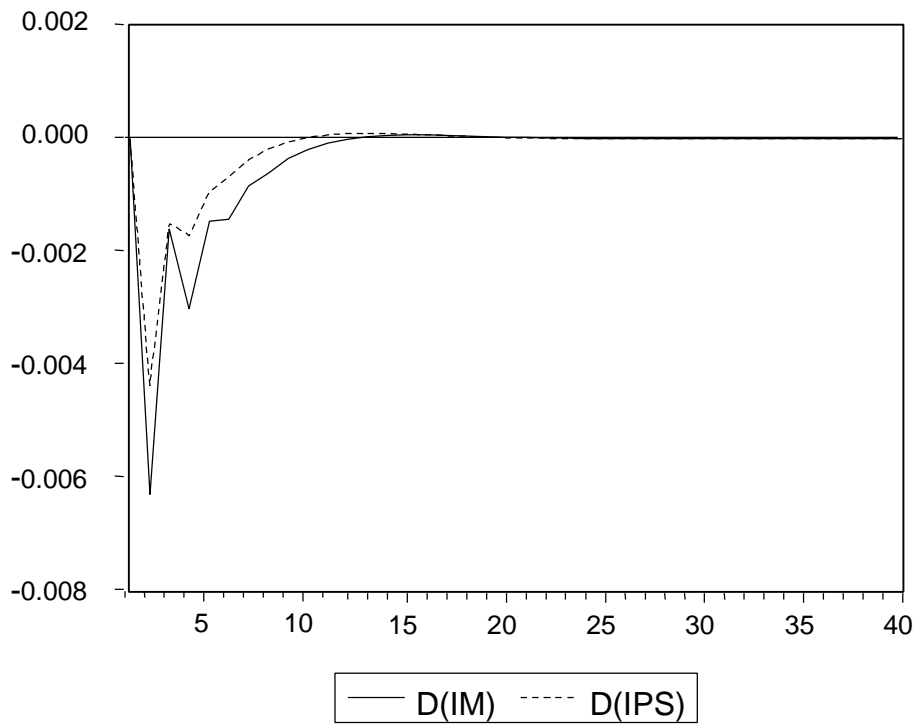
— D(IM)    - - - - D(IPS)



Togo : Réponse de l'inflation



Togo : Réponse du PIB réel



**ENCADRE - LE NOUVEAU DISPOSITIF DE GESTION MONETAIRE DE L'UMOA**

L'objectif de la politique monétaire conduite par les Autorités monétaires de l'Union est la préservation de la valeur interne et externe de la monnaie. Cette politique a connu, depuis la réforme de 1975, une modification en octobre 1989, puis un renforcement en octobre 1993. Le nouveau dispositif de gestion monétaire de l'UMOA se fonde sur un recours accru aux mécanismes de marché, privilégiant ainsi les méthodes de régulation indirecte de la liquidité. Dans ce contexte, un rôle primordial a été accordé au taux d'intérêt qui devient ainsi l'instrument central de la politique monétaire, en particulier depuis l'abandon de l'encadrement du crédit intervenu en janvier 1994.

La politique monétaire de la BCEAO repose sur :

- l'utilisation de taux d'intérêt directs propres à l'Institut d'émission ;
- le marché monétaire rénové ;
- la libéralisation des conditions de banque.

En appui à ces instruments, il a été institué un système de réserves obligatoires destiné à modifier le comportement du système bancaire et agir sur le coût du crédit.

Ainsi, les innovations portent sur le remaniement de la grille des taux directs 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, qu'il influence et pour lequel il peut servir de signal.

Le marché monétaire a subi de profonds changements, dans le but de constituer un instrument privilégié de gestion des trésoreries bancaires et des interventions de l'Institut d'émission. La Banque Centrale y participe désormais comme intervenant.

Le volume et la nature de ses interventions sont déterminés en fonction des orientations qu'elle se propose d'impulser au marché et au comportement des banques, au regard de ses objectifs en matière de politique de la monnaie et du crédit et de la situation conjoncturelle de liquidité.

La libéralisation des conditions de banque se traduit notamment par des taux débiteurs applicables aux crédits à la clientèle, libres et fixés d'accord parties, sous réserve qu'ils ne dépassent pas, tous frais, commissions et rémunérations de toute nature compris, le taux légal de l'usure, défini comme le double du taux d'escompte de la BCEAO.

En définitive, le nouveau dispositif de gestion monétaire de l'UMOA contribue à la modernisation des règles de gestion de l'Institut d'émission, ainsi qu'à la réduction des distorsions et inconvénients liés aux mesures de contrôle direct (cf. BCEAO, 2000, op. cit.).

**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<sup>ème</sup> 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.

Ténou K. (2002) : "La règle de Taylor : un exemple de règle de politique monétaire appliquée au cas de la BCEAO", (523), mars.

## 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.).