



BCEAO

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

DEPARTEMENT DES ETUDES ECONOMIQUES ET DE LA MONNAIE

Direction de la Recherche et de la Statistique

Document d'Etude et de Recherche

N° DER/10/03

« MODELES DE PREVISION DE L'INFLATION DANS LES PAYS MEMBRES DE L'UEMOA »

Mathurin DEMBO TOE

Décembre 2010



BCEAO

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

Département des Etudes Economiques et de la Monnaie

Direction de la Recherche et de la Statistique
Service de la Statistique

**MODELES DE PREVISION DE L'INFLATION DANS LES PAYS MEMBRES DE
L'UEMOA**



Mathurin DEMBO TOE *

Décembre 2010

* Nous remercions l'ensemble des collègues de la Direction de la Recherche et de la Statistique et des autres Directions du Département des Etudes Economiques et de la Monnaie pour leurs précieuses contributions qui ont permis d'améliorer la qualité de ce travail. Les insuffisances et les limites inhérentes à cette étude n'engagent nullement la responsabilité de la Banque Centrale et relèvent de celle, exclusive, des auteurs.



RESUME

La réforme institutionnelle de l'Union Monétaire Ouest Africaine et de la Banque Centrale des Etats de l'Afrique de l'Ouest a réaffirmé la stabilité des prix comme objectif principal de la politique monétaire conduite par la Banque Centrale. L'atteinte de cet objectif requiert des analyses de plus en plus fines de l'inflation. En particulier, la Banque Centrale doit se doter d'outils performants de prévision de l'inflation, lui permettant d'anticiper les tendances de l'évolution des prix et de prendre à temps les mesures qui s'imposent. A cet effet, la présente étude propose des modèles de prévision d'inflation dans les pays membres de l'UEMOA à des horizons de moyen terme, compatibles avec les délais de transmission des actions de politique monétaire à la sphère réelle.

Les modèles retenus sont de type autorégressifs à retards échelonnés (ADL), mettant en relation l'inflation avec ses valeurs passées et d'autres variables explicatives, notamment l'inflation importée, les cours du pétrole, l'évolution de la liquidité et d'autres variables de tensions sur les marchés de biens disponibles dans les pays de l'Union. Il ressort globalement des équations que la valeur future de l'inflation dans les pays de l'UEMOA dépend essentiellement de ses valeurs passées, de l'inflation importée et du niveau de la production vivrière.

Classification JEL : C52, E37

Mots-clés : Inflation, prévision

SOMMAIRE

SOMMAIRE	3
INTRODUCTION	4
I. REVUE DE LA LITTÉRATURE	5
1.1. Aspects théoriques	5
1.2. Résultats empiriques	6
1.3. Expérience de quelques banques centrales	7
1.4. Déterminants de l'inflation dans l'UEMOA	9
II. MODELES DE PREVISION	10
2.1. Modèle de prévision sur données trimestrielles	10
2.1.1 <i>Spécifications retenues</i>	11
2.1.2 <i>Résultats des estimations</i>	14
2.1.3 <i>Analyse des équations retenues</i>	15
2.1.4 <i>Qualité des prévisions à l'aide des équations</i>	16
2.2. Modèle de prévision sur données annuelles	18
2.2.1 <i>Spécifications retenues</i>	18
2.2.2 <i>Analyse des équations</i>	19
2.2.3 <i>Qualité prédictive des équations</i>	22
CONCLUSION	23
ANNEXES	24
REFERENCES BIBLIOGRAPHIQUES	25

INTRODUCTION

A l'instar de la majorité des banques centrales, la politique monétaire de la Banque Centrale des Etats de l'Afrique de l'Ouest (BCEAO) a pour objectif explicite la stabilité des prix, définie comme une progression des prix assez faible pour ne pas induire des distorsions dans les décisions des agents économiques en matière de consommation, d'épargne, d'investissement, etc. En outre, compte tenu des délais de transmission des impulsions monétaires à la sphère réelle, l'objectif d'inflation est défini à moyen terme. Ainsi, dans le cadre de la gestion opérationnelle de la politique monétaire, la Banque Centrale doit appréhender la dynamique future des prix, en particulier à l'horizon qui correspond au délai nécessaire à la politique monétaire pour exercer ses effets sur le reste de l'économie.

La pratique actuelle des prévisions d'inflation au niveau de la BCEAO repose essentiellement sur l'utilisation de modèles autorégressifs de type ARMA¹, sur des données mensuelles qui permettent d'anticiper l'évolution des prix à un horizon relativement court (environ 3 mois). Aussi, la BCEAO s'est-elle engagée dans la mise en place de modèle de projections de l'inflation à moyen terme. Outre la nécessité de rallonger l'horizon des prévisions, il est apparu nécessaire de mettre en place des modèles explicatifs qui permettent de faire des prévisions qui tiennent mieux compte des évolutions attendues des principaux déterminants de la variation des prix dans l'UEMOA.

La présente étude qui s'inscrit dans ce cadre de diversification des outils de prévision de l'inflation par la BCEAO, propose d'élaborer des modèles explicatifs permettant de prévoir l'inflation à des horizons atteignant deux ans.

Les modèles retenus dans la présente étude sont de type autorégressifs à retards échelonnés (ADL²). Le choix de ce type de modèle est guidé par la volonté de donner un sens économique aux prévisions³ et par la persistance de l'inflation dans la Zone UEMOA⁴. En effet, les modèles ADL permettent d'établir une relation entre l'indice des prix à la consommation, ses valeurs passées et une série de variables explicatives. Sur cette base, les prévisions d'inflation sont obtenues en faisant des hypothèses sur l'évolution attendue des variables ayant un impact sur les prix domestiques.

Deux modèles sont présentés dans l'étude. Le premier, utilisant les données trimestrielles de l'Indice Harmonisé des Prix à la Consommation (IHPC) disponible depuis 1997, pourrait être

1 AutoRegressive Moving Average.

2 Autoregressive Distributed Lags.

3 D'autres types de modèles explicatifs existent (voir revue de littérature).

4 La persistance de l'inflation est définie comme étant la vitesse à laquelle l'inflation retrouve son sentier d'équilibre de long terme après un choc exogène. La composante « autorégressif » du modèle ADL permet de prendre en compte la persistance.

privilegié pour les prévisions à l'horizon de huit trimestres, notamment dans le cadre de l'élaboration des rapports du Comité de Politique Monétaire. Le second modèle, construit à l'aide des données annuelles, pour lesquelles des séries plus longues de l'inflation sont disponibles, permettrait de prévoir l'inflation en moyenne annuelle. Ces dernières prévisions pourraient s'inscrire dans le cadre des travaux de cadrage macroéconomique.

L'étude est structurée en deux parties. La première présente une revue de littérature théorique et empirique sur les modèles de prévision de l'inflation. Elle aborde également l'expérience de quelques banques centrales en matière de prévision des prix et fait une synthèse des travaux sur les déterminants de l'inflation dans l'UEMOA. La seconde partie présente les modèles et procède à l'évaluation de leur qualité.

1. REVUE DE LITTERATURE

1.1. Aspects théoriques

Du point de vue théorique, la reproduction de la dynamique de l'inflation se fait le plus souvent à l'aide des courbes de Phillips néo-keynésiennes. L'inflation y est représentée comme un phénomène totalement tourné vers le futur (forward-looking)⁵, en raison du comportement optimisateur des entreprises faisant face à des contraintes dans les ajustements de prix. Les Nouvelles Courbes de Phillips Keynésiennes (NKPC), présentant l'inflation actuelle comme une fonction linéaire de l'inflation anticipée et de l'écart de production (Output gap), sont les plus utilisées dans les approches de prévisions des prix. Toutefois, ces modèles ont des difficultés à reproduire correctement la persistance de l'inflation, ainsi que la réponse de l'inflation à certains chocs monétaires (Mankiw, 2001).

Sharon Kozicki et Peter Tinsley (2002) soutiennent que, puisque la formulation traditionnelle de la courbe de Phillips exclut l'inflation retardée, elle implique que l'inflation ne présente pas d'inertie. Tenant compte de la persistance empirique de l'inflation observée dans plusieurs Etats, ces auteurs ont complété le modèle de base par l'ajout des valeurs passées de l'inflation.

Outre la persistance de l'inflation, les économistes retiennent d'autres variables pour la prévision de l'inflation. Atkeson et Ohanian (2001) suggèrent la prise en compte de facteurs pouvant agir sur la dynamique de court terme des prix, notamment le taux de change et la fiscalité indirecte.

Ainsi, la NKPC permet de distinguer trois principaux déterminants de l'inflation, à savoir : l'écart de production qui représente la différence entre la production effective et la production

⁵ Calvo G. (1983), « Staggered prices in a utility maximizing framework », journal of monetary economics.

potentielle, l'inflation anticipée et / ou retardée et les chocs d'offre. Elle postule généralement des anticipations rationnelles des agents.

La dynamique de l'inflation est également reproduite sous la forme de modèle de type P-Star reposant sur la théorie quantitative de la monnaie qui implique qu'à long terme, l'inflation est dictée par la croissance monétaire. Ce modèle a été proposé par Hallman, Porter, et Small (1991) comme base de modèle d'inflation dynamique pour les États-Unis. Le modèle P-STAR postule une relation entre la monnaie et les prix seulement dans le long terme. Il suppose l'existence d'un prix d'équilibre (P^*). L'idée générale qui sous-tend ce modèle est que le prix courant tend à s'ajuster à son niveau d'équilibre. Ainsi, si le prix courant est plus faible que le prix d'équilibre, le taux d'inflation prévisible va augmenter et vice-versa.

Par ailleurs, la théorie de l'inflation par les coûts postule « que les augmentations des salaires et prix sont déterminées seulement par des facteurs non économiques et par des forces socio-politiques qui sont indépendantes des conditions économiques générales. L'inflation s'explique alors par l'introduction de ces variables liées aux coûts dans les équations de salaires et de prix » (Sylla et al, 2007).

1.2. Résultats empiriques

Stock et Watson (1999) ont proposé des équations de prévision de l'inflation aux États-Unis où le glissement annuel de l'indice des prix à la consommation dépend de sa valeur passée et d'indicateurs de tensions sur les marchés (taux de chômage, taux d'utilisation des capacités, output gap, indicateur avancé de conjoncture).

Stephen G. Cecchiti, Rita S., Chu et Steindel C. (2000), ont défini trois grandes catégories de variables utilisées pour prévoir l'inflation. Il s'agit :

- des cours des matières premières (cours du pétrole, cours de l'or, indices d'un ensemble de produits de base, etc.). Une progression des prix de ces produits se traduirait par une hausse de l'inflation ;
 - des indicateurs financiers (taux de change, agrégats monétaires, différence entre taux d'intérêt à long terme et à court terme), une baisse du taux de change ou une augmentation rapide des agrégats monétaires pouvant être un signal d'une hausse de l'inflation ;
 - des indicateurs de l'état de l'économie réelle (taux d'utilisation des capacités de production, taux de chômage, etc.). Une progression du taux d'utilisation des capacités de production ou une baisse du taux de chômage au delà d'un certain seuil entraînerait des tensions inflationnistes.
-

A ces trois grandes rubriques, ces auteurs ont ajouté le salaire horaire moyen, dont la hausse est liée à celle de l'inflation.

Biau O. et Sobczak N. (2001) ont proposé des modèles de prévision de l'inflation en France. L'inflation est représentée comme une fonction de l'inflation importée, de la fiscalité indirecte et de variables de tensions sur les marchés de biens et du travail (cours du pétrole brut, taux d'utilisation des capacités, taux de chômage).

Se fondant sur l'approche de la courbe de Phillips, Hild F. (2002), a proposé des modèles de prévision d'inflation pour la France à différents horizons (3 mois, 6 mois et un an), à partir de données trimestrielles. Les variables (exprimées en glissement annuel) retenues sont l'indice des prix à la consommation, les cours du pétrole brut en dollar, le taux de change effectif nominal du franc, le taux d'utilisation des capacités de production dans le secteur manufacturier, le salaire mensuel brut, les prix des matières premières industrielles et le taux moyen de la Taxe sur la Valeur Ajoutée (TVA).

Chauvin V. et Devulder A. (2007) ont proposé une modélisation des évolutions à court terme de l'indice des prix à la consommation harmonisé sur l'ensemble de la Zone euro. Les estimations portant sur des séries trimestrielles désaisonnalisées, ont permis, par la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO), de mettre en relation l'indice des prix à la consommation, l'indice des prix des importations, le coût unitaire du travail, le prix du pétrole brut exprimé en euro, le taux d'utilisation des capacités de production dans l'industrie, le taux de TVA et le taux de chômage.

Sylla et al (2007) ont analysé la dynamique de l'inflation en Guinée et proposé un modèle de prévision de l'inflation dans ce pays. Il ressort de cette étude que les principaux facteurs influençant l'inflation en Guinée sont : la production réelle, la masse monétaire, les créances nettes sur l'état, les déficits budgétaires, les taux de change, la vitesse de circulation de la monnaie et les prix à l'étranger.

1.3 Expériences de quelques banques centrales

Dans la pratique, trois principales approches sont utilisées par les banques centrales pour la prévision de l'inflation, à savoir : le jugement (enquêtes, sondage d'opinions), les modèles d'équilibre général dynamiques stochastiques (DSGE⁶) et les modèles économétriques.

Le jugement qui découle du bon sens des prévisionnistes (flair ou expertise) utilise notamment les informations non-prises en compte par les modèles, en particulier les effets des chocs récents ou anticipés, ainsi que les erreurs de prévision. Il prend mieux en compte le passé récent, la période présente et le futur très proche. En outre, le jugement a l'avantage d'être très

⁶ Dynamic Stochastic General Equilibrium.

efficace pour les prévisions à très court terme et peut combiner un nombre illimité d'informations. Il est donc un complément indispensable dans l'exploitation des modèles et prévaut dans les prévisions de consensus découlant de la combinaison de plusieurs approches. Toutefois, il nécessite une longue expérience dans le suivi de l'inflation et est contraint par la difficulté d'une évaluation quantifiée précise.

Les modèles DSGE reposent sur une description du comportement des agents économiques qui stipule leur rationalité économique et, en l'occurrence, l'incorporation de leurs anticipations dans leurs décisions. Ainsi, les modèles DSGE de la Banque d'Angleterre (BEGAM⁷), de la Banque Centrale Européenne (modèle de Smets et Wouters), de la Banque Centrale du Chili sont au cœur du dispositif de prévision de ces instituts d'émission. Ces modèles sont très efficaces pour reproduire l'équilibre à long terme de l'inflation. Toutefois, leur construction nécessite un nombre important de séries longues.

Plusieurs modèles économétriques de séries temporelles sont également utilisés pour la prévision de l'inflation dans les banques centrales. Il s'agit des modèles naïfs, déterministes, ARMA⁸, autorégressifs à retards échelonnés et VAR⁹.

Il n'existe pas de modèle unique de prévision de l'inflation dans les banques centrales. Celles-ci ont recours à plusieurs modèles pour retenir les valeurs attendues de l'inflation. Pour la Banque Centrale Européenne (BCE), les projections de l'inflation portent essentiellement sur des horizons d'un à deux ans, sur la base de séries mensuelles, trimestrielles et annuelles. Elle utilise les prévisions émanant de plusieurs modèles disponibles dans la Zone Euro et dans chacun de ses Etats membres.

Au niveau de la BCE, deux approches complémentaires (économique et monétaire) de l'évolution des prix et de ses causes sont utilisées pour la prévision de l'inflation. L'analyse économique vise à déterminer les risques à court et moyen terme pesant sur la stabilité des prix. Elle est fondée sur une large gamme d'indicateurs économiques précurseurs de l'évolution des prix dans la Zone Euro (coûts salariaux unitaires et autres indicateurs de prix et de coûts, mesures de l'activité réelle, enquêtes réalisées auprès des entreprises et des ménages, etc.) et d'indicateurs portant sur les conditions financières (cours de change effectif de l'euro, pente de la courbe des taux d'intérêt, rendements obligataires, etc.). L'analyse monétaire vise à apprécier les tendances à moyen et long terme de l'évolution des prix, eu égard à la relation existant sur une longue période entre la monnaie et les prix. Elle s'appuie sur plusieurs indicateurs, notamment l'agrégat monétaire M3, ses composantes (billets et

7 Bank of England Quarterly Model.

8 Autoregressive Moving Average.

9 Vector Autoregressive.

pièces de monnaie, dépôts à vue ou à court terme, instruments négociables à court terme) et ses contreparties, en particulier le crédit.

La Banque Nationale de Suisse (BNS) retient que la tendance du niveau des prix dépend, à moyen et long terme, essentiellement de l'approvisionnement en monnaie. Les agrégats monétaires et les crédits occupent donc, pour un horizon de deux à trois ans, une place relativement importante parmi les multiples indicateurs entrant dans les différents modèles quantitatifs de prévision d'inflation. Pour une période plus courte, ce sont généralement d'autres indicateurs, ayant trait par exemple à la conjoncture, au cours de change ou au prix du pétrole, qui prévalent dans le calcul de l'inflation attendue. Toutefois, la prévision de la BNS est une prévision consensuelle. Elle est établie à partir d'une pondération de prédictions et d'informations provenant de plusieurs sources. Elle prend en compte non seulement les résultats de plusieurs modèles économétriques, mais également les analyses découlant de l'observation de plusieurs indicateurs.

La Banque Centrale du Maroc (Bank Al-Maghrib) a mis en place en 2006, un modèle «VAR-X» qui est au centre du dispositif d'analyse et de prévision de l'inflation. Il repose sur des variables endogènes (output gap, taux d'inflation, taux des bons du Trésor, taux de change réel, taux interbancaire et crédit au secteur privé sur le PIB) et exogènes (output gap agricole, salaires, prix du gasoil à la pompe, prix à l'importation hors-énergie, taux d'intérêt de la Zone euro et output gap des pays partenaires). En s'inspirant de la NKPC, Bank Al-Maghrib a également mis en place un modèle de prévision sur données trimestrielles. L'inflation courante y est expliquée par ses valeurs passées et anticipées, le taux de change effectif nominal et l'écart de production (output gap). Par ailleurs, au titre de l'approche explicative, Bank Al-Maghrib utilise un modèle structurel d'équilibre général stochastique avec des anticipations rationnelles (FPAS¹⁰) et un modèle P-star dans l'exercice de prévision de l'inflation.

1.4 Déterminants de l'inflation dans l'UEMOA

Cette section est une revue de littérature empirique sur les déterminants de l'inflation dans les pays de l'UEMOA ayant pour objectif de déceler des variables pouvant intervenir dans l'élaboration d'un modèle de prévision de l'évolution des prix. En effet, des travaux antérieurs, réalisés notamment à la BCEAO, ont abordé les déterminants de l'inflation et les mécanismes de transmission de la politique monétaire aux prix.

Ainsi, Doé et Diallo (1997) ont exploré les déterminants de l'inflation dans les pays de l'UEMOA à partir d'un modèle multisectoriel. Il ressort de cette étude, qu'à court terme comme à long terme le principal facteur d'évolution des prix dans l'UEMOA est l'inflation importée, en

¹⁰ Forecasting And Policy Analysis System.

l'occurrence l'évolution des prix en France. L'influence des variables macroéconomiques est apparue relativement faible.

Doé et Diarisso (1998), sur la base d'un modèle dérivé de l'équation quantitative de la monnaie, ont montré qu'à court terme, l'évolution de la masse monétaire a une influence sur l'inflation dans tous les pays de l'UMOA, sauf au Burkina et au Sénégal et qu'à long terme, les mouvements de la masse monétaire ont un impact sur l'inflation dans tous les pays de l'Union. Cette étude mesure l'impact de la masse monétaire et du PIB et n'a pas tenu compte des variables, telles que les dépenses publiques, les cours du pétrole, etc.

Nubukpo (2003) a abordé l'impact de la politique monétaire de la BCEAO sur l'inflation. Il ressort qu'un choc positif sur les taux d'intérêt directeurs (en particulier le taux du marché monétaire) de la BCEAO a un effet négatif sur l'inflation, 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.

Diallo (2003) a évalué l'impact de l'offre locale de produits vivriers sur les prix dans l'UEMOA. Cette étude a permis de confirmer les résultats statistiques généralement obtenus sur la relation entre les secteurs vivriers et l'inflation dans les Etats de l'UEMOA¹¹.

Dembo Toé et Hounkpatin (2007), à travers un modèle VAR, ont montré que les évolutions de la masse monétaire ont un impact significatif mais faible sur l'inflation dans l'UEMOA. En revanche, l'erreur de prévision de l'inflation dans l'UEMOA est due à environ 80% à ses propres innovations et à environ 10% aux évolutions de l'inflation importée.

Au total, il ressort des études réalisées, que l'inflation importée est l'un des principaux déterminants de l'évolution des prix dans l'UEMOA. Par ailleurs, les travaux antérieurs indiquent une forte persistance de l'inflation dans la Zone. Les variables monétaires ont un impact positif mais faible à court terme sur l'inflation dans l'Union.

2. MODELES DE PREVISION

2.1 Modèle de prévision sur données trimestrielles

Ces modèles se justifient par la nécessité de réaliser des prévisions trimestrielles sur l'horizon de stabilité des prix adopté par la BCEAO qui est de huit trimestres, notamment dans le cadre de l'élaboration du rapport de politique monétaire.

¹¹ Il montre qu'une hausse de la production vivrière n'a un effet baissier sur les prix que lorsqu'elle s'accompagne d'une transformation des conditions de production dans le sens d'une modernisation du système de production.

2.1.1 Spécification retenue

De façon théorique, il est supposé que les anticipations d'inflation sont partiellement adaptatives, c'est-à-dire qu'elles dépendent de la dynamique enregistrée sur le passé (récent), mais également des anticipations d'inflation à long terme indépendante des valeurs passées¹².

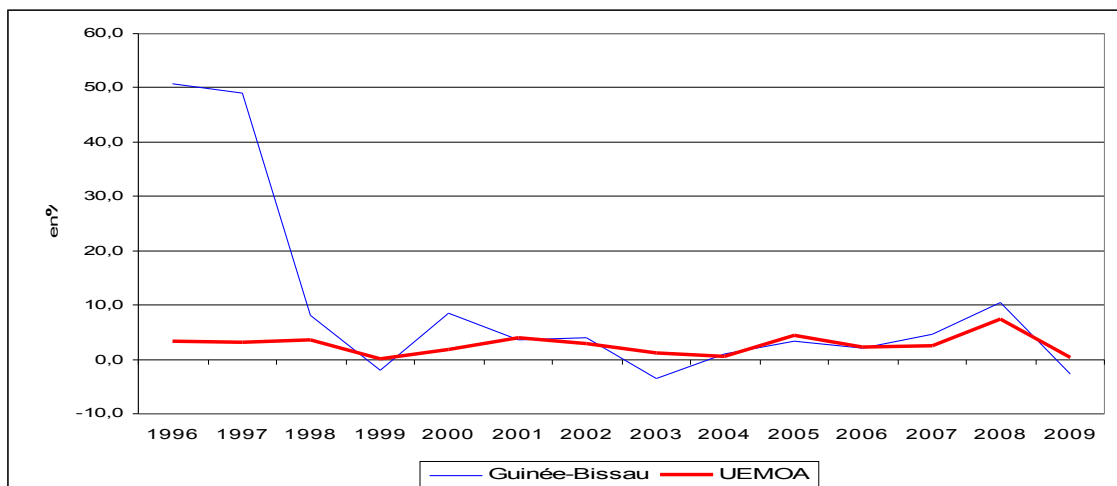
$$P = \sum \alpha_i P_{-i} + (1 - \sum \alpha_i) P^* \text{ avec } \sum \alpha_i < 1 \quad (1)$$

Où P = le prix actuel, P_{-i} = les valeurs passées de P, P^* = les anticipations d'inflation et α_i = les paramètres.

Pratiquement, il est supposé que l'inflation de long terme est constante dans le temps. Cette hypothèse est justifiée par le niveau relativement faible de l'inflation dans la Zone UEMOA, permettant d'ancrer les anticipations autour de la valeur cible. Elle repose également sur l'absence de changement de régime dans l'évolution des prix. Dans cette spécification, les anticipations d'inflation deviennent essentiellement adaptatives, c'est-à-dire qu'elles dépendent des valeurs passées de l'inflation.

Cette dernière hypothèse est moins évidente pour la Guinée-Bissau, où les taux d'inflation qui atteignaient deux chiffres à la fin des années 1990 ont relativement convergé vers ceux des autres pays de l'Union (voir graphique 1). Pour tenir compte de ce changement de régime une variable muette égal à 1 sur les périodes de fortes inflation en Guinée-Bissau (avant 2001¹³) et 0 après cette période a été introduite dans l'équation de ce pays.

Graphique 1 : Evolution de l'inflation en Guinée-Bissau et dans l'UEMOA



En plus des anticipations d'inflation, l'évolution à court terme de l'inflation dépend de chocs d'offre ou de demande pouvant affecter l'évolution des prix.

$$P = \sum \alpha_i P_{-i} + \mu X \quad (2)$$

¹² Voir Sobczak et Biau op cit.

¹³ L'année 1998 pourrait être retenue. Le choix de l'année 2001 permet de prendre en compte l'année 2000 où la hausse des prix a été importante dans les périodes de forte inflation.

Le vecteur X représente des variables économiques (demande et offre) agissant sur l'évolution des prix dans la Zone. Pour les tensions sur les prix des matières premières et les biens importés, il est retenu les cours du baril de pétrole, l'indice des prix des produits alimentaires du FMI, et de façon plus globale, l'inflation dans la Zone euro. Le taux de change représente les indicateurs financiers¹⁴. Enfin, les chocs d'offre domestique sont évalués par la production vivrière dans les pays de l'Union.

Certaines variables traditionnellement reconnues comme ayant un pouvoir explicatif de l'inflation dans d'autres pays, notamment l'output gap, le taux d'utilisation des capacités de production, le taux de chômage, le taux de salaire, n'ont pu être retenues dans les équations, en raison de l'absence de données fiables et à haute fréquence dans la plupart des États de l'UEMOA.

Au total, l'équation retenue établit le lien entre l'indice des prix à la consommation (IPC), variable endogène, ses valeurs retardées et des variables de tensions sur les marchés ci-après :

- le cours en FCFA du baril de pétrole brut. Cette variable prend en compte à la fois, les tensions sur les marchés du pétrole brut et l'évolution du taux de change entre le franc CFA et le dollar¹⁵ ;
- le taux d'inflation dans la Zone euro. Il est utilisé pour capter l'inflation importée. Lorsque les cours du pétrole sont retenus, les prix à l'importation testés dans le modèle sont ceux qui excluent les prix de l'énergie, afin d'éliminer les risques de multicolinéarité. Ainsi, l'inflation hors énergie dans la Zone euro est utilisée comme proxy de l'inflation importée ;
- l'indice des cours mondiaux des produits alimentaires (food index) du FMI. Cet indice prend en compte notamment l'évolution des cours du blé, du riz, des produits laitiers, des huiles qui ont eu un impact significatif sur l'inflation dans les pays de l'UEMOA au cours de la période récente ;
- l'offre céréalière pour tenir compte de l'impact important de l'évolution de la production agricole, notamment céréalière sur les prix à la consommation. L'offre de céréales est mesurée par le niveau de la production. Les récoltes céréalières dans l'UEMOA sont disponibles en moyenne au cours du dernier trimestre de l'année. Ainsi, la production de la campagne (n) est supposée offerte entre le quatrième trimestre de l'année (n) et le troisième trimestre de l'année (n+1) ;

14 La masse monétaire ou les crédits à l'économie ont été testés, mais un pouvoir prédictif de l'inflation faible sur la période de disponibilité des données trimestrielles (1997 à 2009).

15 L'effet du taux de change et celui du cours du pétrole en dollars sont séparés s'ils sont significatifs.

- le taux de change effectif nominal au certain. Il prend en compte l'évolution du taux de change entre le franc CFA et les monnaies des principaux partenaires des pays de l'Union. Une hausse du taux de change effectif nominal se traduit par une baisse des prix.

Plusieurs variables muettes permettent de tenir compte des chocs spécifiques (troubles socio-politiques, hausse de la TVA, problèmes de fourniture d'électricité, etc.) observés dans les Etats sur la période d'étude.

L'étude a été réalisée sur les données trimestrielles sur la période de janvier 1997 à décembre 2009, correspondant à la période de disponibilité de l'indice des prix sur une base harmonisée. L'indice des prix base 100 en 2008 a été utilisé.

L'équation estimée est la suivante :

$$P_t = \sum \alpha_i P_{t-i} + \sum \mu_j X_{t-j} + DUM_x T_y + \varepsilon_t \quad \text{Pour } i = \text{allant de 1 à } n \text{ et } j \text{ allant de 0 à } n$$

avec : P le taux d'inflation en glissement annuel, DUM_xT_y une variable muette qui prend la valeur 1 au trimestre (y) de l'année (x) et 0 ailleurs et X la variation en glissement annuel de vecteur de variables comprenant :

- IHPCE ou IHPCE_HE = respectivement l'indice des prix dans la Zone euro, global ou hors énergie ;
- TCEN = le taux de change effectif nominal ;
- PETROD = le cours du pétrole brut en dollar ou PETROC les cours exprimés en FCFA (lorsque le TCEN n'est pas apparu significatif) ;
- PROD = la production céréalière¹⁶ ;
- FOODINDEX = l'indice des cours mondiaux des produits alimentaires du FMI.

L'estimation est faite sur les variations annuelles des variables qui sont stationnaires. Après vérification de la stabilité des modèles (Cusum test), de l'absence de corrélation des erreurs¹⁷ (test de Breusch et Godfrey), etc. les modèles ci-après ont été retenus.

¹⁶ Les données sur la production céréalière sont annuelles. Ainsi la variation annuelle de la production reste constante entre le quatrième trimestre de l'année n et le troisième trimestre de l'année n+1.

¹⁷ La statistique de Durbin-Watson (donnée à titre indicatif dans les équations) est biaisée, en raison de la présence du terme autorégressif. Le test de Breusch et Godfrey ou le h Durbin permet de vérifier l'absence de corrélation des erreurs.

2.1.2 Résultats des estimations

Bénin

IPC = 0,59*IPC(-1) + 0,46*IHPCEURO_HE(-1) + 0,020*PETROC(-1) -3,80 DUM1999T4 + 3,58 DUM2008T3				
(8,27)	(2,90)	(3,61)	(-2,69)	(3,00)
			$R^2 = 0,78$	$DW = 1,92$

Burkina

IPC = 0,85*IPC(-1) - 0,35*IPC(-3) +0,32*IHPCEURO - 0,0015*PROD - 4,60*DUM2004T1				
(12,50)	(-6,30)	(2,00)	(-3,70)	(-3,34)
			$R^2 = 0,88$	$DW = 1,75$

Côte d'Ivoire

IPC = 0,37*IPC(-1) + 0,85*IHPCEURO_HE(-1) - 0,14*TCEN(-1) + 0,023*PETROD(-1)				
(3,78)	(3,94)	(-2,32)	(5,48)	
+3,25*DUM2002T4 + 2,89 DUM2008T1				
(2,93)	(2,52)			
			$R^2 = 0,72$	$DW = 2,18$

Guinée-Bissau

IPC = 0,70*IPC(-1) - 0,34*IPC(-2) + 0,55*IHPCEURO(-2) +0,095*FOODINDEX				
(5,63)	(-2,84)	(1,90)	(2,14)	
+4,41*DUMGB - 14,10*DUM1999T4				
(3,27)	(-3,64)			
			$R^2 = 0,71$	$DW = 2,14$

Mali

IPC = 0,90*IPC(-1) - 0,27*IPC(-4) + 0,68*IHPCEURO_HE(-1) - 0,28*TCEN(-2) - 0,042*PROD				
(12,99)	(-3,99)	(3,33)	(-2,80)	(-2,09)
+ 0,020*PETROD + 0,020*PETROD(-1) - 5,02 DUM2005T4 + 5,68 DUM2008T1				
(2,48)	(-2,04)	(-3,08)	(3,75)	
			$R^2 = 0,89$	$DW = 1,76$

Niger

IPC = 0,86*IPC(-1) - 0,16*IPC(-4) + 0,45*IHPCEURO_HE(-1) - 0,033*PROD + 0,013*PETROC				
(15,05)	(-2,59)	(2,70)	(-3,23)	(2,14)
- 4,06 DUM2005T4 + 5,37 DUM2008T1				
(-2,55)	(3,64)			
			$R^2 = 0,91$	$DW = 1,75$

Sénégal

IPC = 1,18*IPC(-1) - 0,46*IPC(-2) + 0,37*IHPCEURO_HE(-1) - 0,011*PROD + 0,0066*PETROC				
(10,46)	(-3,74)	(3,02)	(-4,26)	(2,06)
				$R^2 = 0,88$ $DW = 2,00$

Togo

IPC = 1,09*IPC(-1) - 0,45*IPC(-2) + 0,45*IHPCEURO_HE(-1) + 0,013*PETROC				
(8,24)	(-3,44)	(2,25)	(1,98)	
				$R^2 = 0,73$ $DW = 2,17$

UEMOA

IPC = 0,80*IPC(-1) + 0,53*IHPCEURO_HE(-1) - 0,10*TCEN(-1) - 0,069*PROD + 0,0097*PETROD(-1)				
(10,55)	(3,28)	(-2,28)	(-5,00)	(2,78)
-2,62 DUM2009T1				
(-2,70)				
				$R^2 = 0,74$ $DW = 2,03$

2.1.3 Analyse des équations retenues

Les équations confirment l'inertie de l'inflation dans tous les pays. Outre les valeurs passées de l'évolution des prix, l'inflation importée explique l'évolution des prix dans tous les pays de l'Union. De façon générale, lorsque les cours du pétrole apparaissent dans les équations, la variable représentative de l'inflation importée est l'indice des prix dans la Zone euro hors énergie et non l'indice des prix global de la Zone euro.

Les cours du pétrole brut n'apparaissent pas dans les équations retenues pour le Burkina et la Guinée-Bissau et sont relativement moins significatives dans le modèle du Togo. Cette situation est liée à l'application partielle du mécanisme d'ajustement des prix des produits pétroliers dans l'Union, en particulier dans ces trois Etats membres. Ainsi, en dépit des fortes fluctuations des cours du pétrole en 2009, les prix des carburants sont restés stables au Burkina et ont peu varié au Togo au cours de cette année. Pour la Guinée-Bissau, les ajustements réguliers des prix des carburants n'étaient pas observés avant 2009.

La production céréalière apparaît dans les équations des pays sahéliens (Burkina, Mali, Niger et Sénégal), dans lesquelles il est généralement observé de fortes fluctuations des prix des céréales induites par les chocs de production.

L'indice des cours mondiaux des produits alimentaires n'a été retenu que dans l'équation de la Guinée-Bissau. Cette situation résulte de la rigidité des prix des produits alimentaires importés

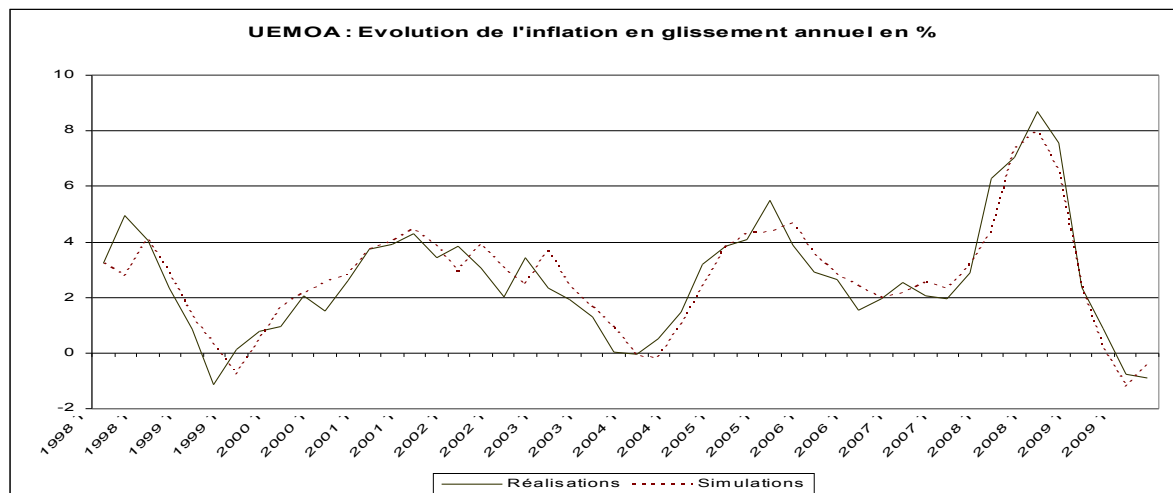
comme le riz, le sucre, le blé, etc. En effet, hormis l'année 2008 où la forte flambée des cours de ces produits a été transmise en partie aux prix domestiques, les prix des produits alimentaires subissent généralement des hausses ponctuelles et avec des décalages importants. La spécificité de la Guinée-Bissau réside à la fois dans le poids plus élevé des produits alimentaires dans l'indice de ce pays (58,7%¹⁸ contre une moyenne de l'Union de 36,9%) conjugué à une part importante de produits importés (43% contre une moyenne de 27% dans l'Union). Par ailleurs, avant 2002, l'indice de la Guinée-Bissau ne prenait en compte que des produits alimentaires.

Le taux de change effectif nominal est ressorti significatif dans les modèles de prévision de la plupart des pays. Toutefois, il n'est retenu que dans ceux de la Côte d'Ivoire et du Mali. Dans les autres pays, à l'exception du Burkina et de la Guinée-Bissau, l'effet taux de change est pris en compte par les cours du pétrole convertis en franc CFA.

2.1.4 Qualité des prévisions à l'aide des équations

La qualité prédictive est évaluée dans un premier temps par l'examen graphique de l'inflation en glissement observée et de celle obtenue par simulation dynamique à l'aide des équations. La simulation dynamique se distingue de celle statique par l'utilisation à la date (t) de la valeur estimée et non de celle réalisée de la variable endogène à la date (t-1). Par contre, pour les variables exogènes, les valeurs réalisées aux dates (t-1) et (t) sont retenues.

Graphique 2 : Simulation dynamique à l'aide des équations du modèle



Le graphique 2 indique que le modèle anticipe globalement l'évolution de l'inflation dans l'UEMOA (voir annexes pour les graphiques par pays). L'erreur quadratique moyenne (RMSE) est de 1,1 point en simulation dynamique et de 0,6 point de pourcentage en simulation statique.

¹⁸ Pondération de l'indice calculé avant 2008. Pour l'indice des prix base 100 en 2008, elle est de 38,4% pour une moyenne dans l'Union de 31,0%.

La seconde approche d'évaluation de la qualité des équations a consisté à calculer l'erreur entre les prévisions hors échantillon et les réalisations¹⁹ au cours des trois dernières années. Pour ce faire, trois prévisions sont effectuées pour chacune des équations, en utilisant les données disponibles. La première prévision est établie sur un horizon de quatre trimestres (du premier trimestre 2007 au quatrième trimestre 2007). Les équations sont réestimées, sur la base des données s'arrêtant à fin décembre 2006. Cette approche permet de se placer dans la situation du prévisionniste, à la seule différence que dans le cas présent les valeurs des variables exogènes sont connues.

Tableau 1 : Qualité des équations de prévision (écart entre prévisions et réalisations en point de pourcentage)

	Bénin	Burkina	Côte d'Ivoire	Guinée-Bissau	Mali	Niger	Sénégal	Togo	UEMOA
2007 T1	0,4	1,3	-0,6	0,2	0,0	0,1	-1,8	-0,4	-0,4
2007 T2	2,0	0,6	-0,2	-0,1	0,7	1,4	0,0	1,6	0,5
2007 T3	-0,4	0,3	0,9	-0,4	-0,1	0,6	-0,5	-0,4	0,4
2007 T4	0,1	0,8	0,8	-3,9	0,6	-2,8	-0,4	-0,5	0,3
2008 T1	-1,0	-1,7	0,2	0,7	0,2	0,2	1,4	-1,0	-1,9
2008 T2	-0,9	0,2	0,2	-2,7	0,5	0,8	-2,0	-1,5	0,3
2008 T3	0,0	-0,4	-0,8	-2,8	-2,4	-0,8	-0,5	-2,9	-0,7
2008 T4	-0,8	0,0	-1,4	0,2	-0,5	-0,2	-0,3	-1,7	-1,0
2009 T1	2,1	1,4	2,1	-2,9	1,6	3,6	0,1	1,1	0,0
2009 T2	-2,1	-0,6	-0,4	-0,4	-1,8	-2,9	0,4	-1,8	-0,7
2009 T3	-0,6	-1,5	0,3	1,9	-2,0	-1,0	0,5	-1,2	-0,5
2009 T4	0,6	-1,5	-0,3	2,2	-0,3	0,0	-0,3	0,6	0,5
écart-type	1,2	1,1	0,9	2,0	1,2	1,8	0,9	1,3	0,7
écart absolu moyen	0,9	0,9	0,7	1,5	0,9	1,2	0,7	1,2	0,6

Les erreurs de prévision sont de l'ordre de 1,0 point de pourcentage et varient de 0,7 point de pourcentage en Côte d'Ivoire et au Sénégal à 1,5 point de pourcentage en Guinée-Bissau. Pour l'Union, l'erreur est plus faible et se situe à 0,6 point. A titre comparatif, l'erreur pour des prévisions à l'horizon d'un an est estimée à 0,5 point de pourcentage pour l'inflation en France²⁰. Il convient cependant de noter la forte volatilité de l'inflation en glissement annuel dans l'UEMOA avec un écart-type de 1,9 point contre 0,6 point en France et 0,4 point de pourcentage pour la Zone euro. Dans les pays de l'UEMOA, l'écart-type de l'inflation en glissement annuel sur la période d'étude varie entre 2,0 points en Côte d'Ivoire, 4,2 points au Mali et 6,2 points de pourcentage en Guinée-Bissau.

19 Valérie Chauvin et Antoine Devulder (Maquette d'inflation dans la Zone euro op.cit) proposent une approche d'évaluation de la qualité prédictive de la modélisation, consistant à comparer les résultats obtenus par les équations avec ceux d'un modèle autorégressif simple où les évolutions des prix ne sont expliquées que par leurs évolutions passées.

20 Cf. Prévisions d'inflation pour la France, François Hild, octobre 2002.

2.2 Modèle de prévisions sur données annuelles

Les modèles de prévision sur les données annuelles de l'Indice Harmonisé des Prix à la Consommation (IHPC) pourraient permettre de réaliser les prévisions annuelles de l'inflation, notamment lors des travaux de cadrage macro-économique.

2.2.1 Spécifications retenues

Pour les données annuelles, les variables explicatives²¹ de l'évolution de l'inflation, retenues sont :

- la masse monétaire des Etats membres de l'UEMOA : les données ont été extraites de la base de données de la BCEAO (BASTAT). Pour éviter une rupture de tendance entre 2002 et 2003 dans les séries de masse monétaire des Etats, dues à la correction des coefficients de tri pour cette période, les données avant 2003 ont été rétropolées ;
- l'indice des prix à la consommation en France est utilisé comme proxy de l'inflation importée : ce choix est guidé par le fait, d'une part, que la France demeure le principal partenaire commercial de l'UEMOA avec 22,3% des échanges et, d'autre part, par la forte corrélation entre l'indice de la France et celui de l'ensemble de la Zone euro pour laquelle une série homogène de l'inflation n'a pu être obtenue sur la période allant de 1971 à 2009 ;
- l'offre de produits vivriers sur les marchés : les données sont celles de la FAO et prennent en compte la production de céréales, de tubercules et des féculents. Les productions des différentes spéculations ont été valorisées aux prix constants de 1990. Les données de la FAO n'étant pas disponibles pour les deux dernières années, les estimations disponibles à la BCEAO sont retenues sur cette période comme proxy ;
- le taux de change effectif nominal au certain des pays de l'UEMOA : il est obtenu par une moyenne pondérée (par les poids des échanges) des indices des taux de change avec les différents partenaires des Etats. Une baisse du taux de change effectif nominal traduit une dépréciation du franc CFA par rapport aux monnaies des pays partenaires ;
- l'évolution des cours mondiaux du baril de pétrole brut exprimés en dollars.

Pour les données annuelles, la spécification selon le modèle à correction d'erreur a été retenue, pour permettre de dégager des élasticités de court terme et de long terme des variables explicatives de l'inflation. Cette approche suppose l'existence d'une tendance cible de

²¹ Les variables budgétaires, notamment le déficit budgétaire, les dépenses publiques ne sont pas ressorties significatives.

long terme. Les évolutions de court terme doivent converger vers la tendance cible. Les tests de validité d'une telle représentation ont d'abord été effectués. Les variables utilisées sont toutes intégrées d'ordre 1. En outre, il existe au moins une relation de cointégration et le résidu de l'estimation est stationnaire. L'équation estimée est la suivante :

$$\Delta \log(\text{IPC}) = c + \lambda_1 \Delta \log(\text{M2}) + \lambda_2 \Delta \log(\text{IPCF}) + \lambda_3 \Delta \log(\text{PRO}(-1)) + \lambda_4 \Delta \log(\text{TCEN}) + \theta \log(\text{IPC}(-1)) + \mu_1 \log(\text{M2}(-1)) + \mu_2 \log(\text{IPCF}(-1)) + \mu_3 \log(\text{PRO}(-1)) + \mu_4 \log(\text{TCEN}(-1)) + \mu_5 \text{Dum} + \varepsilon_t$$

Avec IPC : l'indice des prix à la consommation, M2 : la masse monétaire, IPCF : l'indice des prix à la consommation en France, PRO : la production vivrière, TCEN : le taux de change effectif nominal et Dum un ensemble de variable muettes. Dum(y) est la variable muette qui prend la valeur 1 pour l'année (y) et 0 ailleurs. Dans le cas particulier de la Guinée-Bissau, la variable Dumgb prend la valeur 1 avant 2001, pour tenir compte du changement de palier (baisse importante) du niveau de l'inflation à partir de cette date à la faveur de l'adhésion du pays à l'UEMOA en avril 1997.

La production vivrière est essentiellement disponible au cours du quatrième trimestre. Sur cette base, elle agit principalement sur les prix de l'année suivante. Ce constat justifie, le décalage d'un an introduit pour la variable PROD. Par ailleurs, la masse monétaire et les crédits à l'économie sont successivement prises en compte dans les équations pour choisir la variable monétaire la plus pertinente en matière de prévisions.

Les termes λ_i sont les coefficients de court terme, θ la force de rappel et les termes μ_i sont les coefficients de long terme.

2.2.2 Analyse des équations

Il ressort des équations présentées dans le tableau 3 que l'inflation importée est une variable importante pour prévoir l'inflation dans la plupart des pays de l'Union. Pour l'ensemble de la Zone UEMOA, une progression de 1 point de pourcentage de l'inflation importée, induit une hausse de l'inflation domestique de 0,7 point à court terme et d'environ 0,5 point de pourcentage à long terme. Les dynamiques de court terme et de long terme de l'évolution des prix sont impulsées par l'évolution de l'inflation importée dans presque tous les pays.

Le taux de change effectif nominal apparaît également comme une variable pertinente pour la prévision de l'inflation. Dans l'UEMOA, l'élasticité de cette variable est de 0,4 point de pourcentage à court terme et de 0,5 à long terme. La masse monétaire apparaît essentiellement dans la dynamique de long terme dans la plupart des pays avec toutefois des

élasticités de moins de 0,3 en moyenne. Dans le cas spécifique du Bénin, les crédits à l'économie ont un pouvoir prédictif de l'inflation plus important que la masse monétaire.

L'évolution de la production vivrière apparaît avec le bon signe dans tous les pays, mais n'est significative pour expliquer l'inflation à court terme que dans deux pays sahéliens (Burkina et Niger) et en Côte d'Ivoire. L'absence de cette variable dans le modèle du Mali et dans une moindre mesure dans celle des autres pays apparaît contre-intuitive au regard de l'impact important des chocs d'offre alimentaire sur l'inflation au cours des dernières années. Une piste d'explication serait la non-prise en compte des flux de plus en plus croissant de produits alimentaires, notamment de céréales entre les pays de l'Union et des échanges avec d'autres pays limitrophes, notamment avec le Nigeria qui ont un impact important sur l'offre domestique.

L'impact spécifique des cours du pétrole brut, composante de l'inflation importée, a été évalué (en excluant la variable inflation importée) pour l'ensemble de l'Union. Il ressort que le prix en dollar du pétrole n'est pas significatif à court terme dans le modèle retenu. Toutefois, les évolutions des cours de pétrole et du dollar sont statistiquement significatifs à long terme. Une hausse de 1 point de pourcentage des cours du pétrole se traduit par une inflation supplémentaire de 0,1 point à long terme. Le niveau faible de l'élasticité du prix du pétrole sur la période d'étude est dû aux contrôles et à la régulation des prix des carburants à la pompe observés jusqu'à la fin des années 1990 dans la plupart des pays.

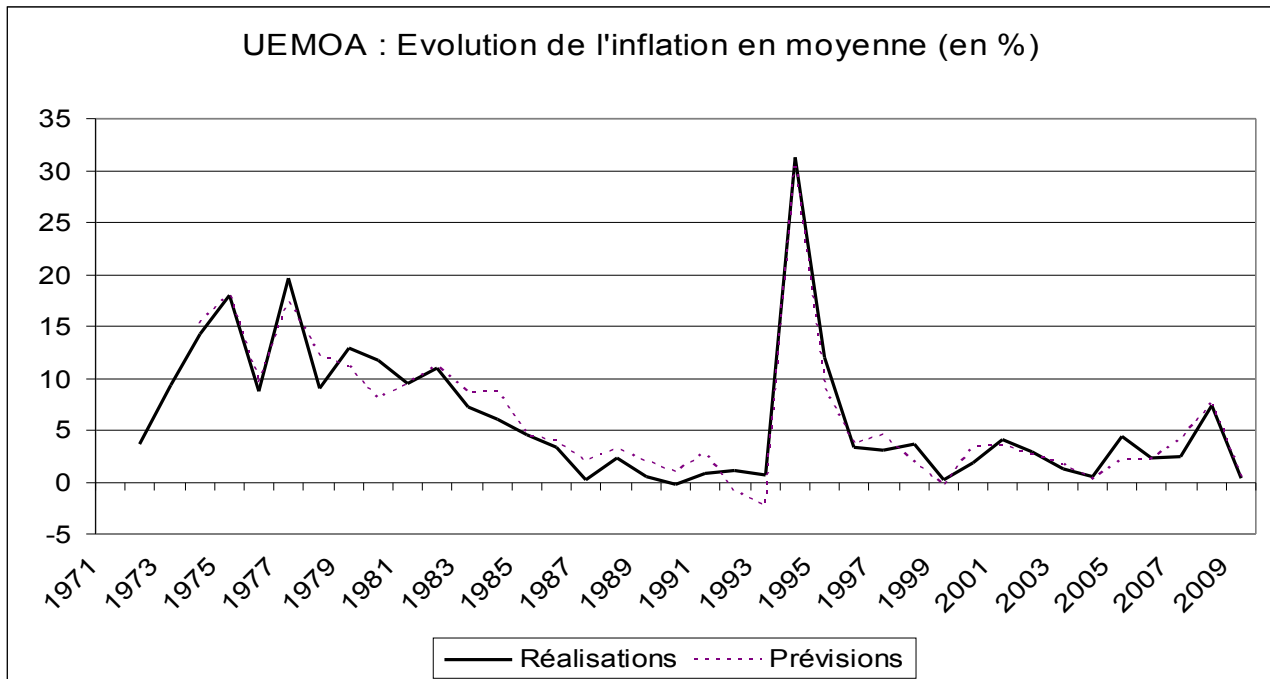
Tableau 2 : Equation de prévision sur les données annuelles

	<i>Bénin</i>	<i>Burkina</i>	<i>Côte d'Ivoire</i>	<i>Guinée-Bissau</i>	<i>Mali</i>	<i>Niger</i>	<i>Sénégal</i>	<i>Togo</i>	<i>UEMOA</i>
	$\Delta\log(\text{IPC})$	$\Delta\log(\text{IPC})$	$\Delta\log(\text{IPC})$	$\Delta\log(\text{IPC})$	$\Delta\log(\text{IPC})$	$\Delta\log(\text{IPC})$	$\Delta\log(\text{IPC})$	$\Delta\log(\text{IPC})$	$\Delta\log(\text{IPC})$
C	-0,19	0,61	-1,84	1,58	1,59	0,12	0,82	-0,66	-0,67
$\Delta\text{Log}(\text{IPC en France})$	1,48 (5,58)	0,82 (2,78)	1,39 (5,36)		1,21 (3,34)	0,64 (1,8)	0,96 (4,69)	2,0 (3,74)	0,71 (3,74)
$\Delta\text{Log}(\text{Taux de change effectif nominal})$	-0,14 (-2,60)	-0,37 (-7,74)			-0,29 (-7,19)		-0,40 (-17,01)		-0,41 (-9,05)
$\Delta\text{Log}(\text{Production vivrière})$		-0,06 (-2,03)	-0,15 (-1,90)			-0,08 (-2,65)			-0,05 (1,90)
$\Delta\text{Log}(\text{Masse monétaire})$						0,06 (3,04)			0,07 (1,8)
$\Delta\text{Log}(\text{Crédit à l'économie})$	0,04 (1,96)								
$\text{Log}(\text{IPC}(-1))$	-0,44 (-5,56)	-0,31 (-3,24)	-0,70 (-6,69)		-0,35 (-2,93)	-0,25 (-3,05)	-0,46 (-8,4)	-0,71 (-5,24)	-0,79 (-4,99)
$\text{Log}(\text{IPC en France}(-1))$	0,29 (6,17)		0,60 (6,76)		0,21 (2,41)		0,35 (7,15)	0,47 (5,82)	0,36 (3,72)
$\text{Log}(\text{Taux de change effectif nominal}(-1))$		-0,16 (-3,97)			-0,23 (-3,52)		-0,28 (-8,52)		-0,35 (-4,52)
$\text{Log}(\text{Production vivrière}(-1))$									
$\text{Log}(\text{Masse monétaire}(-1))$		0,12 (2,54)	0,13 (3,67)			0,08 (2,37)	0,06 (3,70)	0,10 (1,95)	0,27 (5,37)
$\text{Log}(\text{Crédit à l'économie})$	0,04 (2,62)								
Dévaluation	0,25 (5,98)		0,22		0,08 dum85	016	0,04 dum94	0,38	
	0,04dum82	-0,1 dum74	-0,05 dum84	0,75 $\Delta\log(\text{IPC}(-1))$	-0,13 dum87	-016 dum74	0,17 dum75	0,11 dum77	0,07 dum75
	-0,06 dum85	-0,22 dum76	-0,04 dum96	-0,20 Dumgb	-0,07 dum92	0,10 dum81	-0,08 dum81	0,12 dum86	-0,04 dum85
					+0,07 dum08	0,12 dum77	-0,09dum86		
R ²	0,91	0,72	0,85	0,70	0,82	0,80	0,93	0,86	0,93
DW	2,0	2,1	1,8	2,3	1,8	2,3	2,2	1,8	1,8

2.2.3 Qualité prédictive des équations

La simulation dynamique à l'aide de l'équation du modèle pour l'UEMOA est présentée dans le graphique 3 (cf. annexes pour les graphiques par pays). Elle indique que le modèle permet d'anticiper les retournements de tendance. Par ailleurs, elle traduit l'absence de biais systématique de surestimation ou de sous-estimations des réalisations par les estimations.

Graphique 3 : Simulation dynamique à l'aide des équations du modèle sur données annuelles



L'analyse des erreurs de prévisions à l'aide du modèle indique un écart absolu moyen entre les prévisions et les réalisations²² au cours des dix (10) dernières années de 0,8²³ point de pourcentage pour l'ensemble de l'UEMOA. Par pays, il est de 3,4 points de pourcentage en Guinée-Bissau (où il s'agit d'un modèle autorégressif simple) et varie entre 2,6 points de pourcentage au Mali et 1,2 point au Bénin. L'erreur de prévision est inférieure à l'écart-type des taux d'inflation dans tous les pays.

22 Valeur absolue de la différence entre les prévisions et les réalisations.

23 Cette valeur est obtenue pour des valeurs des variables explicatives connues pour les années de prévisions, ce qui n'est pas le cas dans la pratique.

Tableau 3 : Ecart absolu moyen entre réalisation et prévision à l'aide du modèle entre 2000 et 2009

	Ecart-type des taux d'inflation	Ecart absolu moyen entre prévision et réalisation
Bénin	2,3	1,2
Burkina	3,6	2,4
Côte d'Ivoire	1,6	1,4
Guinée-Bissau	4,4	3,4
Mali	3,8	2,6
Niger	3,5	2,2
Sénégal	2,5	1,4
Togo	2,9	1,9
UEMOA	2,1	0,8

Conclusion

Les modèles élaborés permettent de réaliser des prévisions de l'inflation à fréquences trimestrielle et annuelle. Les équations retenues pour les données trimestrielles indiquent que la prévision de l'évolution des prix doit tenir compte de la persistance de l'inflation, mais également de l'inflation importée, des cours du pétrole, du taux de change et du niveau de la production vivrière locale. Ces facteurs sont également retenus dans l'explication de la dynamique de l'évolution des prix sur données annuelles et complétés par l'évolution de la liquidité globale qui influence essentiellement l'inflation à long terme.

La conception d'un système de prévision de l'inflation par la Banque Centrale recommande l'exploration de modèles complémentaires à ceux élaborés dans la présente étude. A l'instar des autres instituts d'émission, la BCEAO devrait disposer d'une batterie de modèles macroéconométriques, de modèles DSGE et d'un système de mesure des anticipations d'inflation. Une combinaison des résultats des ces modèles pourrait être effectuée, afin d'aboutir à des prévisions plus robustes. L'atteinte de cet objectif nécessite d'assurer le monitoring des variables se rapportant aux déterminants de l'inflation. Ainsi, la Banque Centrale doit disposer des informations statistiques régulières et fiables pour assurer de meilleures prévisions. Par ailleurs, la mise en place à terme de nouveaux indicateurs, tels que le taux d'utilisation des capacités de production, l'indice des prix des actifs immobiliers, l'indice synthétique de conjoncture, le PIB trimestriel, le coût unitaire du travail, etc. devrait permettre d'améliorer les modèles de prévision.

=====

ANNEXES

REFERENCES BIBLIOGRAPHIQUES

- ALvarez L. (2007), « What do micro price data tell us on the validity of the New Keynesian Phillips Curve ? », Kiel Institute for the World Economy.
- Atkeson et Ohanian (2001), « Are Phillips Curves useful for forecasting inflation ? », Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review, Vol 25,1.
- Biau O. et Sobczak N. (2001), « Prévoir l'inflation en France », Dossier de la note de conjoncture de l'INSEE, juin 2001.
- Catão L. and Terrones M. (2001), « Fiscal Deficits and Inflation : A New Look at the Emerging Market Evidence. », IMF Working Paper No. WP/01/74.
- Chauvin V., Devulder A. (2007), « Maquette d'inflation Zone euro », Bulletin de la Banque de France, n° 167 page 77 à 94.
- Dembo Toé M. et Hounpkatin M. (2007), « Lien entre la masse monétaire et l'inflation dans l'UEMOA », BCEAO.
- Doe L. et Diallo M. L. (1997), « Déterminants empiriques de l'inflation dans les pays de l'UEMOA », BCEAO.
- Doe L. et Diarisso S. (1998), « De l'origine monétaire de l'inflation dans les pays de l'UEMOA », BCEAO.
- Ducreux X. et Tripier F. (1996), « Un essai de modélisation à court terme de l'évolution mensuelle des prix de détail », Bulletin de la Banque de France n° 34.
- Friedman M. (1993), « La monnaie et ses pièges. Chapitre 8 : l'inflation, sa cause, comment la combattre », DUNOD.
- Garcia, C. and Restrepo J. (2001), « Price Inflation and Exchange Rate Passthrough in Chile », Banco de Chile working Paper, N° 128.
- Hild F. (2002), « Prévisions d'inflation pour la France », Série des documents de travail de la Direction des Etudes et Synthèses Economique de l'INSEE, G2002/12, octobre 2002.
- Ilker D. (2003), « Explaining and Forecasting Inflation in Turkey », Central Bank of Turkey.
- Jeannine B., Garcés D., Mark K., and Messmacher M. (2003), « Explaining and Forecasting Inflation in Emerging Markets : The Case of Mexico », Bank of Canada, Working Paper No. 2003-17.
- Jondeau E., Le Bihan H. et Sedillot F. (1999), « Modélisation et prévision des indices des prix sectoriels », Banque de France, Notes d'Etudes et de Recherche n° 68.

Lougani, P. and Swagel P. (2001), « Sources of Inflation in Developing Countries », IMF Working Paper No. WP/01/198.

Massamba C. (2005), « Préviation des indices des prix à la consommation des ménages au Congo », Bureau d'Application des Méthodes Statistiques et Informatiques, Document de Travail.

Mohanty, M.S. and Klau M. (2001), « What Determines Inflation in Emerging Market Countries ? », BIS Papers No. 8 : Modelling aspects of the inflation process and the monetary transmission mechanism in emerging market countries.

Moukoko E. U. (2005), « Préviation à court terme de l'indice des prix à la consommation au Cameroun », Banque des Etats de l'Afrique Centrale, Notes d'Etudes et de Recherche n° 4.

Stephen G. Cecchetti, Chu Rita S., Steindel C. (2000) « The unreliability of inflation indicators », Current Issues in Economics and Finance, avril 2000, volume 6, n°4, Federal Bank New York. Article publié en français sous le titre « Comment prévoir l'inflation », Problèmes Economiques n° 2683, octobre 2000.

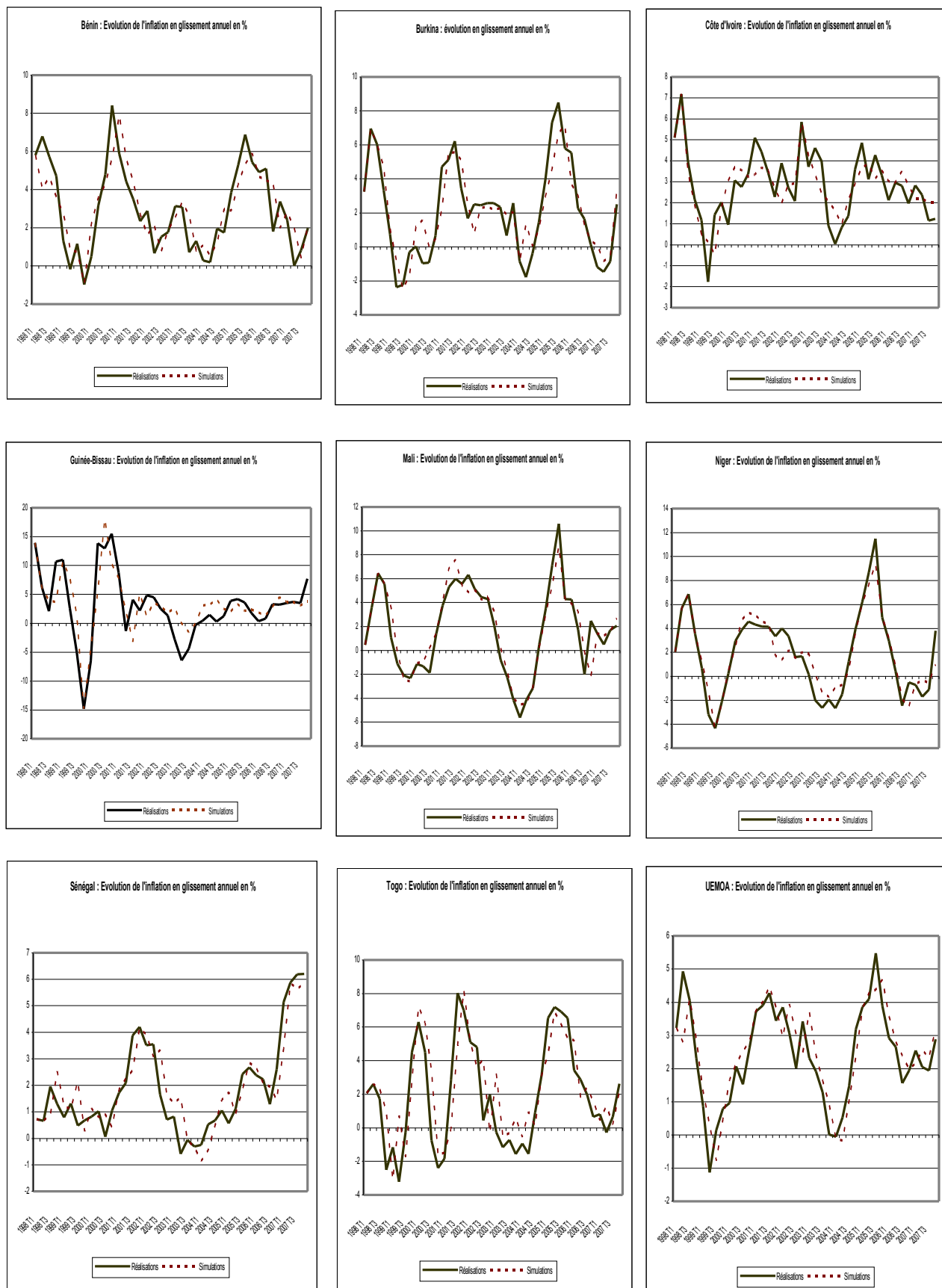
Stock et Watson (1999), « Forecasting inflation », NBER Working Paper, 7023.

Sylla F., Conté A. M., Onwioduokit A. et Obiora (2007), « Inflation dynamic in Guinea », Institut Monétaire de l'Afrique de l'Ouest.

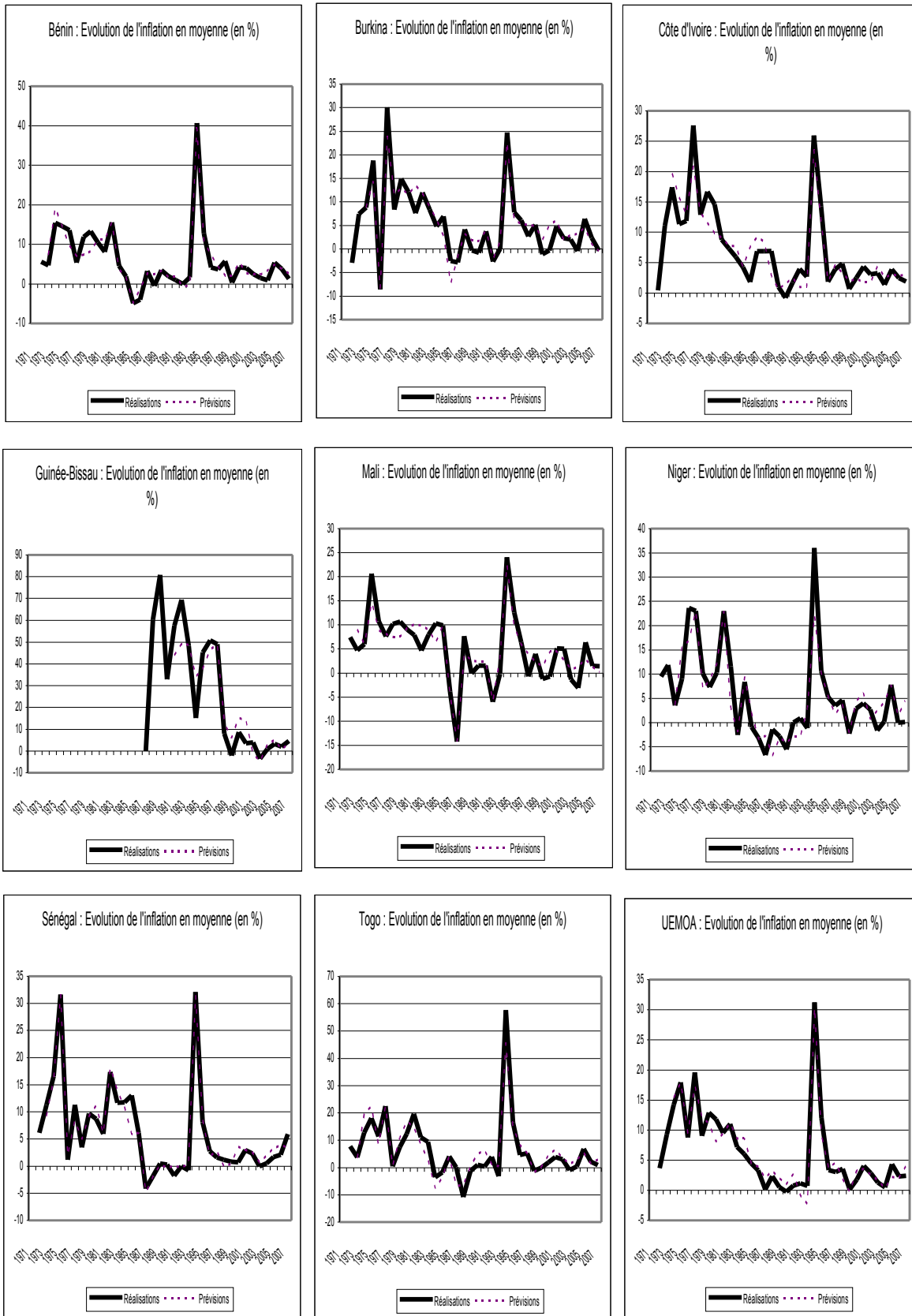
Tableau 1 : Tests de racine unitaire sur les données annuelles

	Niveau					1ère différence					CONCLUSION
	ADF ca	ADF th	TREND	CSTE	RETARD	ADF ca	ADF th	TREND	CSTE	RETARD	
BENIN											
LOG IPC	-2,48	-3,55	oui	oui	1	-3,86	-2,95	non	oui	0	I(1)
LOG M2	-1,86	-2,95	non	oui	0	-6,29	-2,95	non	oui	0	I(1)
LOG CRE	-2,31	-2,95	non	oui	0	-4,8	-2,96	non	oui	0	I(1)
LOG PROD	-3,03	-3,34	oui	oui	0	-7,01	-2,95	non	oui	0	I(1)
LOG TCEN	-0,27	-1,95	non	non	0	-6,23	-1,95	non	non	0	I(1)
BURKINA											
LOG IPC	-2,7	-2,95	non	oui	1	-5,94	-2,95	non	oui	0	I(1)
LOG M2	-3,29	-3,55	oui	oui	1	-3,64	-2,95	non	oui	0	I(1)
LOG PROD	-2,97	-3,54	oui	oui	0	-7,83	-1,95	non	non	0	I(1)
LOG TCEN	-0,45	-1,95	non	non	0	-5,96	-1,95	non	non	0	I(1)
RCI											
LOG IPC	-2,27	-2,95	non	oui	1	-4,38	-2,95	non	oui	0	I(1)
LOG M2	-3,34	-3,55	oui	oui	1	-3,57	-2,95	non	oui	0	I(1)
LOG PROD	-3,37	-3,55	oui	oui	1	-7,16	-2,95	non	oui	0	I(1)
LOG TCEN	-0,38	-1,95	non	non	0	-6,19	-1,95	non	non	0	I(1)
MALI											
LOG IPC	-2,62	-2,95	non	oui	1	-3,98	-2,95	non	oui	0	I(1)
LOG M2	0,51	-3,01	non	oui	0	-4,06	-3,01	non	oui	0	I(1)
LOG PROD	-2,63	-3,55	oui	oui	0	-5,01	-2,95	non	oui	0	I(1)
LOG TCEN	-1,07	-1,95	non	non	0	-5,93	-1,95	non	non	0	I(1)
NIGER											
LOG IPC	-2,11	-2,95	non	oui	1	-2,9	-1,95	non	non	0	I(1)
LOG M2	-2,32	-2,95	non	oui	1	-8,83	-1,95	non	non	0	I(1)
LOG PROD	-2,62	-3,54	oui	oui	0	-5,01	-2,95	non	oui	0	I(1)
LOG TCEN	-2,43	-2,95	non	oui	0	-6,09	-1,95	non	non	0	I(1)
SENEGAL											
LOG IPC	-2,31	-2,95	non	oui	0	-3,86	-2,95	non	oui	0	I(1)
LOG M2	-3,41	-3,55	oui	oui	1	-2,02	-1,95	non	non	2	I(1)
LOG PROD	0,68	-1,95	non	non	0	-6,36	-1,95	non	non	1	I(1)
LOG TCEN	-0,35	-1,95	non	non	0	-6,17	-1,95	non	non	0	I(1)
TOGO											
LOG IPC	-1,79	-2,95	non	oui	0	-4,38	-2,95	non	oui	0	I(1)
LOG M2	-2,32	-2,95	non	oui	0	-5,72	-1,95	non	non	0	I(1)
LOG PROD	-3,07	-3,55	oui	oui	0	-6,43	-1,95	non	non	0	I(1)
LOG TCEN	-0,8	-1,95	non	non	0	-5,75	-1,95	non	non	0	I(1)
UEMOA											
LOG IPC	-2,9	-2,95	non	oui	1	-3,5	-2,95	non	oui	0	I(1)
LOG M2	-3,29	-3,55	oui	oui	1	-3,6	-2,95	non	oui	0	I(1)
LOG PROD	-3,07	-3,55	oui	oui	1	-4,43	-1,95	non	non	0	I(1)
LOG TCEN	-0,41	-1,95	non	non	0	-6,16	-1,95	non	non	0	I(1)

Graphique 1 : Simulation dynamique à l'aide des équations du modèle sur données trimestrielles



Graphique 2 : Simulation dynamique à l'aide des équations du modèle sur données annuelles



**PUBLICATIONS DE LA SERIE "DOCUMENT D'ETUDE ET DE RECHERCHE" DE LA BANQUE
CENTRALE DES ETATS DE L'AFRIQUE DE L'OUEST***

1. « Ratios simples de mesure de l'impact de la politique monétaire sur les prix », par Diop, P. L. et C. Adoby, Document d'Etude et de Recherche, DRS/SR/97/01, BCEAO, Juin 1997.
2. « Prévision à court terme des agrégats monétaires dans les pays de l'UEMOA », par Koné, S. et O. Samba Mamadou, Document d'Etude et de Recherche, DRS/SR/97/02, BCEAO, Juin 1997.
3. « Analyse de la compétitivité dans les pays membres de l'UEMOA », par Tenou, K. et P. L. Diop, Document d'Etude et de Recherche, DRS/SR/97/03, BCEAO, Juillet 1997.
4. « Evolution du taux de liquidité dans les pays de l'UEMOA », par Adoby, C. et S. Diarisso, Document d'Etude et de Recherche, DRS/SR/97/04, BCEAO, Juillet 1997.
5. « De l'origine de l'inflation dans les pays de l'UEMOA » par Doe, L. et S. Diarisso, Document d'Etude et de Recherche, DER/97/05, BCEAO, Octobre 1997.
6. « L'impact des taux directeurs de la BCEAO sur les taux débiteurs des banques » par Diop, P. L. Document d'Etude et de Recherche, DER/98/01, BCEAO, Mars 1998.
7. « La demande de monnaie dans les pays de l'UEMOA » par Diarisso, S. et K. Tenou, Document d'Etude et de Recherche, DER/98/02, BCEAO, Mai 1998.
8. « L'impact des politiques monétaire et budgétaire sur la croissance économique dans les pays de l'UEMOA » par Kone S. Document d'Etude et de Recherche, DER/98/03, BCEAO, Juin 1998.
9. « La demande de monnaie régionale dans l'UEMOA » par Diarisso, S. Document d'Etude et de Recherche, DER/98/04, BCEAO, Août 1998.
10. « Modèle intégré de projection Macro-économétrique et de Simulation pour les Etats membres de l'UEMOA (PROMES) : cadre théorique » par Samba Mamadou O., Document d'Etude et de Recherche, DER/98/05, BCEAO, Août 1998.
11. « Modèle intégré de projection Macro-économétrique et de Simulation pour les Etats membres de l'UEMOA (PROMES) : Estimation et application à la Côte d'Ivoire » par Samba Mamadou O., Document d'Etude et de Recherche, DER/98/06, BCEAO, Août 1998.
12. « Les Déterminants de la croissance à long terme dans les pays de l'UEMOA » par Tenou K., Document d'Etude et de Recherche, DER/98/07, BCEAO, Septembre 1998.
13. « Modèle de prévision à court terme des facteurs autonomes de la liquidité bancaire dans les Etats de l'UEMOA » par Kone S. Document d'Etude et de Recherche, DER/99/01, BCEAO, Mars 1999.
14. « Modèle de prévisions de billets valides et de demande de billets aux guichets de l'Agence Principale d'Abidjan » par Timité K. M. Document d'Etude et de Recherche, DER/99/02, BCEAO, Mars 1999.
15. « Les conditions monétaires dans l'UEMOA : confection d'un indice communautaire » par Diarisso, S. et O. Samba Mamadou, Document d'Etude et de Recherche, DER/99/03, BCEAO, Mai 1999.
16. « La production potentielle de l'UEMOA » par Diop P. L., Document d'Etude et de Recherche, DER/00/01, BCEAO, Août 2000.

* Documents élaborés par la Direction de la Recherche et de la Statistique.

17. « La règle de Taylor : un exemple de règle de politique monétaire appliquée au cas de la BCEAO » par Tenou K., Document d'Etude et de Recherche, DER/00/02, BCEAO, Novembre 2000.
18. « L'évolution structurelle récente des économies de l'UEMOA : la production » par Samba Mamadou O., Document d'Etude et de Recherche, DER/00/03, BCEAO, Décembre 2000.
19. « Modèle intégré de projection Macro-économétrique et de Simulation pour les Etats membres de l'UEMOA (PROMES) : Estimation et application au Bénin » par Tenou K., Document d'Etude et de Recherche, DER/01/01, BCEAO, Janvier 2001.
20. « Modèle intégré de projection Macro-économétrique et de Simulation pour les Etats membres de l'UEMOA (PROMES) : Estimation et application au Burkina » par Kone S., Document d'Etude et de Recherche, DER/01/02, BCEAO, Janvier 2001.
21. « Modèle intégré de projection Macro-économétrique et de Simulation pour les Etats membres de l'UEMOA (PROMES) : Estimation et application au Mali » par Diop P. L., Document d'Etude et de Recherche, DER/01/03, BCEAO, Janvier 2001.
22. « Modèle intégré de projection Macro-économétrique et de Simulation pour les Etats membres de l'UEMOA (PROMES) : Estimation et application au Niger » par Samba Mamadou O., Document d'Etude et de Recherche, DER/01/04, BCEAO, Janvier 2001.
23. « Modèle intégré de projection Macro-économétrique et de Simulation pour les Etats membres de l'UEMOA (PROMES) : Estimation et application au Sénégal » par Diarisso S., Document d'Etude et de Recherche, DER/01/05, BCEAO, Janvier 2001.
24. « Modèle intégré de projection Macro-économétrique et de Simulation pour les Etats membres de l'UEMOA (PROMES) : Estimation et application au Togo » par Doe L. et Tenou K., Document d'Etude et de Recherche, DER/01/06, BCEAO, Janvier 2001.
25. « L'impact de la variation des taux d'intérêt directeurs de la BCEAO sur l'inflation et la croissance dans l'UMOA » par Nubukpo K., Document d'Etude et de Recherche, DER/01/07, BCEAO, Août 2001.
26. « Evolution structurelle des économies de l'UEMOA : les finances publiques » par Sinzogan J. Y., Document d'Etude et de Recherche, DER/02/01, BCEAO, Mars 2002.
27. « Modèle intégré de projection Macro-économétrique et de Simulation pour les Etats membres de l'UEMOA (PROMES) : Estimation et application à la Guinée-Bissau », par Cissé A., Document d'Etude et de Recherche, DER/02/02, BCEAO, Avril 2002.
28. « Construction d'un indicateur synthétique d'opinion sur la conjoncture » par Kamaté M., Document d'Etude et de Recherche, DER/02/03, BCEAO, Mai 2002.
29. « Calcul d'indicateurs d'inflation sous-jacente pour les pays de l'UEMOA » par Pikbougoum G. D., Document d'Etude et de Recherche, DER/02/04, BCEAO, Mai 2002.
30. « Convergence nominale et convergence réelle : une application des concepts de Béta-convergence et de Sigma-convergence aux économies de la CEDEAO », par Diop P., Document d'Etude et de Recherche, DER/02/05, BCEAO, Décembre 2002.
31. « L'impact de l'offre locale des produits vivriers sur les prix dans l'UEMOA » par Diallo M. L. A., Document d'Etude et de Recherche, DER/03/01, BCEAO, Septembre 2003.

32. « Pauvreté et exclusion sociale dans l'UEMOA : l'initiative PPTE est-elle une réponse ? » par Thiam T. M., Document d'Etude et de Recherche, DER/04/01, BCEAO, Novembre 2004.
33. « Construction d'un indicateur synthétique de mesure de la convergence des économies de l'Union au regard du pacte de convergence, de stabilité, de croissance et de solidarité » par Ngoran C. O., Document d'Etude et de Recherche, DER/05/01, BCEAO, Janvier 2005.
34. « La filière coton dans l'UEMOA : diagnostic organisationnel et propositions de pistes d'actions », par Mensah R., Document d'Etude et de Recherche, DER/05/02, BCEAO, Octobre 2005.
35. « Mondialisation et fondement du développement des pays de l'UMOA », par Sow O., Document d'Etude et de Recherche, DER/05/03, BCEAO, Décembre 2005.
36. « Amélioration de la mesure de l'inflation sous-jacente dans les pays de l'Union », par Pikbougoum G. D., Document d'Etude et de Recherche, DER/05/04, BCEAO, Décembre 2005
37. « Le rôle des relations sociales dans le financement du secteur informel dans les pays de l'UEMOA », par Yattassaye P. W., Document d'Etude et de Recherche, DER/06/01, BCEAO, Janvier 2006.
38. « L'UEMOA et la perspective d'une zone monétaire unique de la CEDEAO : les enseignements d'un modèle de gravité », par DIOP C. A., Document d'Etude et de Recherche, DER/07/01, BCEAO, Avril 2007.
39. « Lien entre la masse monétaire et l'inflation dans les pays de l'UEMOA », par DEMBO TOE M. et HOUNKPATIN M, Document d'Etude et de Recherche, DER/07/02, BCEAO, Mai 2007.
40. « Les déterminants des investissements directs étrangers dans les pays en développement : leçons pour l'UEMOA », par DJE P, Document d'Etude et de Recherche, DRS/07/03, BCEAO, Septembre 2007.
41. « Structure des dépenses publiques, investissement privé et croissance dans l'UEMOA », par N'GUESSAN B. A., Document d'Etude et de Recherche, DRS/07/04, BCEAO, Septembre 2007.
42. « Les déterminants du différentiel des taux d'intérêt débiteurs entre les pays de l'UEMOA », par KOFFI S. K., Document d'Etude et de Recherche, DER/07/05, BCEAO, Novembre 2007..
43. « Endettement extérieur et croissance dans les pays membres de l'UEMOA », par Mor DIOP, Document d'Etude et de Recherche, DRS/07/06, BCEAO, Novembre 2007.
44. « Estimation et prévision de l'indice de la production industrielle dans l'UEMOA à travers l'étalonnage des soldes d'opinion des chefs d'entreprises dans l'industrie », par Rabé DJIBRIL, Document d'Etude et de Recherche, DRS/08/01, BCEAO, Août 2008.
45. « Analyse comparée des évolutions du crédit et de l'activité économique dans l'UEMOA », par N'GUESSAN B. A., Document d'Etude et de Recherche, DRS/10/01, BCEAO, juin 2010.
46. « Taux de change effectif réel d'équilibre des économies des Etats membres de l'UEMOA », par HOUNKPATIN M, Document d'Etude et de Recherche, DRS/10/02, BCEAO, juin 2010.

