

# PREVISION DES AGREGATS MONETAIRES DE L'UEMOA DANS UNE PERSPECTIVE D'ANALYSE DES RISQUES INFLATIONNISTES

Iris Michelle KONAN,  
ENSEA  
08 BP 3 Abidjan 08  
Abidjan, Côte d'Ivoire  
E-mail: [iris\\_konan@yahoo.fr](mailto:iris_konan@yahoo.fr)

## Introduction

Dans la littérature contemporaine, la plupart des Banques Centrales ont adopté la stabilité des prix comme objectif principal de la politique monétaire. En effet, la stabilité des prix est essentielle pour permettre aux agents économiques d'effectuer leurs opérations. Pour le consommateur en particulier, c'est le meilleur indicateur pour consommer aujourd'hui ou épargner pour demain. En somme, la stabilité des prix facilite les décisions des agents économiques et représente ainsi un sujet digne d'attention.

Les stratégies adoptées par les Banques Centrales en matière de suivi et d'analyse de l'inflation sont différentes. En effet, il est constaté, de plus en plus, que certaines Banques Centrales telles que celle du Canada, de l'Angleterre ou de la Nouvelle Zélande adoptent des régimes de ciblage direct de l'inflation, consistant à réagir systématiquement aux écarts d'inflation. Cette démarche remet en cause le lien traditionnellement admis entre les agrégats monétaires et l'inflation. Elle se base sur le fait que les marchés financiers ont généré des produits de substitution à la monnaie, et ont donc contribué à accroître l'instabilité des fonctions de demande de monnaie. En conséquence, le contrôle de la masse monétaire, en vue d'influencer la dynamique des prix, aurait peu d'efficacité. Cependant, d'autres telles que la Banque Centrale Européenne (BCE) continuent de poursuivre des objectifs intermédiaires en termes d'agrégats monétaires. Elle compare, en fait, la croissance observée de M3 à une valeur de référence quantifiée pour la croissance de l'agrégat monétaire M3. Ces écarts sont analysés afin d'extraire les informations qu'elles contiennent concernant les risques pour la stabilité des prix. Cette stratégie de la BCE est fondée sur la stabilité de la demande de monnaie et de l'existence de lien significatif entre les agrégats monétaires et l'inflation.

Dans le cas des pays d'Afrique de l'Ouest, la Réforme Institutionnelle de l'UEMOA et de la BCEAO mise en œuvre depuis le 1er avril 2010 a assigné explicitement à la BCEAO un objectif de stabilité des prix. D'ailleurs depuis les années 1980, la prévision des agrégats monétaires revêt un intérêt important pour la Banque Centrale dont les modèles de gestion utilisés émanent de développements récents.

Ainsi, dans le cadre de la mise en œuvre de la nouvelle réforme, il s'avère opportun pour la BCEAO de vérifier si la stratégie adoptée par la BCE reste pertinente dans la zone UEMOA. Autrement dit, au regard notamment de l'accroissement du dynamisme du marché financier régional et des possibilités alternatives de financement, la question peut se poser de savoir s'il est toujours pertinent pour la BCEAO de s'appuyer sur le comportement des agrégats monétaires pour analyser les risques inflationnistes. Par conséquent, deux questions importantes émergent d'une telle polémique ;

Les agrégats monétaires constituent-ils encore des indicateurs fiables en matière d'appréciation des pressions inflationnistes dans l'UEMOA? Autrement dit, la stabilité des liens entre les agrégats et l'inflation est-elle vérifiée ?

Il s'agit en particulier, de procéder à un examen de la stabilité du lien entre l'inflation et les différents agrégats monétaires au sein de la zone UEMOA afin d'envisager à la mise en place des prévisions réalisées à

partir des relations de long terme existantes. Les écarts entre les prévisions réalisées et les réalisations pourraient constituer des indicateurs d'alerte des risques inflationnistes.

### Revue de la littérature

La littérature économique est riche en travaux empiriques sur la relation entre les agrégats monétaires et l'inflation. En effet, la stabilité des prix occupe aujourd'hui la première place dans la conduite de la politique monétaire pour la plupart des banques centrales. Etant donné, la corrélation existante entre l'inflation et la monnaie énoncée dans la littérature économique, plusieurs études ont été menées sur la prévision des agrégats monétaires ou sur l'estimation de fonction de demande de monnaie dans l'optique d'un meilleur suivi de l'inflation.

La Banque Centrale du Canada a mis l'accent sur l'élaboration des modèles dans lesquels la monnaie est considérée comme une partie intégrante du mécanisme de transmission. Ainsi, le modèle monétaire que la Banque utilise le plus actuellement pour l'analyse de la politique monétaire est un modèle vectoriel à correction d'erreurs (MVCE) basé sur M1 exprimé en fonction de l'IPC, du PIB réel et du taux d'intérêt. C'est un modèle empirique dans lequel les écarts entre l'offre de monnaie et la demande de monnaie à long terme influent sur l'inflation. La Banque fait aussi appel à d'autres modèles pour évaluer les risques entourant les prévisions obtenues à l'aide du MVCE-M1 tels que de simples modèles linéaires basés sur des agrégats monétaires étroits selon une étude de 2004. Ahumada et Garegnani (2009) ont pour leur part élaboré un modèle à correction d'erreur pour le compte de la Banque Centrale d'Argentine. A partir de ce modèle, ils sont arrivés à effectuer des prévisions des agrégats monétaires particulièrement de la masse monétaire M2 sur un horizon de 2 ans. Dans sa démarche, Guéné (2001) montre que la Banque Centrale européenne (BCE), accordant une importance tout aussi particulière à la maîtrise de l'inflation, use pour sa part une modélisation monétaire des prix qui s'inscrit dans la théorie quantitative de la monnaie. Celle-ci permet de réconcilier l'horizon du contrôle des prix de la BCE avec l'information contenue dans la monnaie M3: il s'agit du modèle P-étoile. Les pays en développement à l'instar des pays du Nord confèrent autant d'importance au suivi de l'inflation. Pour ce qui est des prévisions réalisées au siège de la BCEAO, elles évoluent au fil des années. Les prévisions monétaires telles que prévues dans les directives de politique générale de la monnaie et du crédit de Mai 1975 étaient effectuées à partir d'une équation établissant une proportionnalité entre le stock monétaire (MO), le Produit intérieur Brut (Y) et les prix (P). Cependant, depuis quelques décennies beaucoup de modèles développés à la Banque Centrale tendent à intégrer de plus en plus les techniques économétriques tout en conservant la théorie de base. A cet effet, Diarisso et Doe (1997) ont conçu et estimé une relation économétrique entre le taux d'inflation et le taux de croissance de la masse monétaire dans une optique de simulation et de projection. Cette modélisation, connue sous le nom de modèle prix, dérive de la théorie quantitative de la monnaie. Sous l'hypothèse monétariste d'une vitesse de circulation constante, le taux d'inflation est considéré comme une fonction croissante de la variation de la masse monétaire et décroissante de celle du PIB réel sur données de l'UEMOA. La méthode d'estimation à laquelle ils font appel est celle du mécanisme de correction d'erreur. Les résultats obtenus à l'issue de la modélisation indiquent qu'à court terme l'évolution de la masse monétaire a une influence sur l'inflation dans tous les pays à l'exception du Burkina-Faso et du Sénégal. A long terme, par contre les mouvements de la masse monétaire ont un impact sur l'inflation dans les sept pays; l'étude excluant la Guinée Bissau faute de données. Les résultats économétriques ont servi à effectuer des simulations du taux d'inflation sur la période 1990-1995 et des projections de la masse monétaire pour l'année 1997. S.Koné et Samba Mamadou (1997) ont quant à eux travaillé sur les prévisions à court terme des agrégats monétaires. L'idée, qui sous-tend cette étude est que en prévoyant convenablement l'évolution des différents agrégats monétaires il y a possibilité de capter partiellement les risques d'inflation dans le court terme (1 à 2 mois). Les prévisions, réalisées à partir de modèles ARIMA, ont permis d'aboutir à des résultats probants pour chacun des pays de l'Union, à l'exception de la Guinée Bissau. Un modèle plus élaboré a été aussi développé par la Banque Centrale appelé PROMES (Modèle Intégré de Projection Macro-économétrique et de Simulation pour les Etats membres de l'UEMOA). La mise en place en 1998 de ce modèle macro économétrique de prévision et de simulation de

la BCEAO visait un double objectif : combler l'insuffisance de modèles destinés à l'exercice de cadrage macro-économique pour les pays de l'UEMOA et disposer d'un modèle tenant compte des interactions entre la politique monétaire et le secteur réel. Ce second objectif, qui constitue la particularité du modèle PROMES, permet d'assurer une meilleure intégration des mécanismes de transmission de la politique monétaire dans la prévision des principales variables macro économiques.

## Méthodologie

L'étude réalisée utilise une méthodologie essentiellement basée sur un modèle à correction d'erreur. Elle fait appel ainsi aux tests de cointégration de Johansen mais également de Pesaran. Il s'agit en fait de mettre en place des relations de long terme et d'en tester la stabilité ensuite afin d'aboutir à l'existence de liens stables entre les variables d'intérêt et ses variables explicatives.

La théorie de la cointégration a été introduite par Granger (1981). Celle-ci permet de définir statistiquement la notion économique de relation de long terme entre des variables économiques. Le test de cointégration le plus connu est celui proposé par Johansen (1988). La procédure du test de Johansen est basée sur la méthode du maximum de vraisemblance avec l'avantage d'une possibilité de prendre en compte plusieurs spécifications pour la relation de long terme. Ainsi, il s'agit de vérifier qu'il existe bien une combinaison stable des variables en niveau. S'il existe bien une relation de cointégration, l'estimation de la relation entre les variables en niveau est effectuée par la méthode classique des moindres carrés ordinaires (MCO). Cependant, il faut signaler que les résidus issus de cette relation de cointégration doivent être stationnaires et respecter l'hypothèse de normalité pour confirmer la relation de cointégration. La relation de cointégration obtenue représente au final la dynamique de long terme entre les variables. Néanmoins, le test de cointégration de Johansen ne se fait que sur des variables intégrées d'ordre 1.

Concernant, le test de cointégration de Pesaran et al ou modèle autorégressif avec retards, il sert à analyser les évolutions de long terme et de court terme du modèle étudié. A la différence des tests développés par d'autres auteurs tels que Johansen, Juselius, Engle et Granger, ce test est simple et permet l'estimation des relations de court et long terme par MCO une fois l'ordre de retard du modèle déterminé. De plus, contrairement aux autres tests, celui de Pesaran et al n'impose pas un pré-test de racine unitaire des variables d'intérêt. Il permet la prise en compte de variables purement  $I(0)$ , ou purement  $I(1)$  ou une combinaison des deux  $\{I(0) \text{ et } I(1)\}$ . Toutefois, il faut préciser que ce test n'est plus valide en présence de variables explicatives  $I(2)$ .

## Données

Les données utilisées des données annuelles qui s'étendent de 1972 à 2009. Il faut également préciser que la modélisation a été réalisée sur les données agrégées de l'UEMOA. Les agrégats monétaires recensés sont la masse monétaire (M2) et ses contreparties à savoir les crédits à l'économie, les avoirs extérieurs nets et la position nette du gouvernement. Compte tenu, des proportions de chacun de ces agrégats dans le bilan seuls la masse monétaire (M2) et les crédits à l'économie ont fait office de modélisation. En plus, les variables explicatives utilisées pour nos deux variables d'intérêt découlent de la revue de littérature. Ainsi, pour ce qui est de la Masse monétaire, nous avons le PIB réel ( $Y_t$ ), le taux de pension ( $IPS_t$ ), le taux créditeur ( $IC_t$ ) et l'indice des prix à la consommation ( $IHPC_t$ ). Et pour les crédits à l'économie, nous avons les dépôts réels ( $DEPR_t$ ), le taux débiteur ( $ID_t$ ), le PIB réel ( $Y_t$ ) et l'indice des prix à la consommation ( $IHPC_t$ ).

## Le modèle

### Etude de la stationnarité des variables

Avant de passer à la modélisation économétrique, il est primordial de procéder à l'étude de la stationnarité des variables. Ainsi, le test de Augmented Dickey-Fuller (ADF) et le test de Philips-Perron (PP) ont été utilisés. Les variables telles que le Produit Intérieur Brut réel, le taux de pension, la

masse monétaire, les dépôts réels, les taux créditeurs et les crédits à l'économie réels ont été révélées intégrées d'ordre 1 par les tests de racine unitaire. Cependant, la variable du taux d'intérêt débiteur est quant à elle stationnaire en niveau. Généralement, la stationnarité des variables a été effective autour d'une constante et sans trend.

En ce qui concerne, la variable  $\log(\text{IHPC})$  représentant l'indice des prix à la consommation, un changement structurel est observable à partir de 1994. Ce changement est révélé par le test de stabilité de CUSUM et est la conséquence du changement de la parité du Franc CFA. Ce fait entraîne automatiquement la non-pertinence des tests usuels de racine unitaire étant donné la rupture de tendance en 1994. De ce fait, un recours au test de Zivot et Andrews est effectué afin de déterminer le niveau d'intégration de la variable.

De ce test, il ressort que la série  $\log(\text{IHPC})$  est un processus stationnaire en différence première.

## Modélisation

Nous avons estimé deux équations distinctes. La première est la fonction de demande de monnaie spécifiée comme suit :

$$\log\left(\frac{Md_t}{p_t}\right) = \alpha_0 + \alpha_1 \log(y_t) + \alpha_2 \log(ips_t) + \alpha_3 \log(ic_t) + \alpha_4 \log(ihpc_t) + \varepsilon_t$$

A l'aide d'un modèle vectoriel à correction d'erreur de type Johansen nous avons estimé cette équation et obtenu :

**Tableau : Estimation du MVCE**

Variabes	LM2P (-1)	LPIBR (-1)	LIC (-1)	LIHPC (-1)	LIPS (-1)
Coefficients	1,000000	-1,118161	-0,508519	0,071789	0,308883
t-Stat		-34,6324	-4,75	1,11163	3,44024
Ecart-type		0,03229	0,10704	0,06458	0,008979

Il en ressort que tous les coefficients sont significatifs au seuil de 5% à part la variable prix qui l'est à 10%. Et la relation de long terme finale peut être représentée comme suit :

$$\log\left(\frac{Md_t}{p_t}\right) = 1,12 \log(y_t) - 0,31 \log(ips_t) + 0,51 \log(ic_t) - 0,07 \log(ihpc_t) + \varepsilon_t$$

Cette relation se révèle être stable par le test de stabilité effectué.

La seconde équation estimée est l'équation de la fonction de crédit à l'économie réel qui s'écrit comme suit :

$$\log(CER_t) = \alpha_0 + \alpha_1 \log(DEPR_t) + \alpha_2 \log(id_t) + \alpha_3 \log(PIBR_t) + \alpha_4 \log(IHPC_t) + \varepsilon_t$$

L'estimation cette équation est effectuée par la méthode de Pesaran, étant donné la stationnarité de la variable du taux d'intérêt débiteur. Après estimation, nous avons procédé à un test de Wald :

**Tableau 3 : Test de Wald**

Equation: PESARAN			
Statistique de test	Valeur	Degré de liberté	Probabilité
F-stat	6,354791	(5, 22)	0,0009
Chi-deux	31,77395	5	0,0000

Avant interprétation du test de Wald, il faut préciser que la constante et le trend, n'étant pas significatifs, ont été ôtés de l'équation. Par conséquent, selon la table de Pesaran et al, il y a effectivement cointégration des variables. En effet, Valeur Critique\_min= 1,95 < Valeur Critique\_max=3,83 < F-Stat =6,35. Et on obtient finalement :

$$\log(CER_t) = 0,61 \log(DEPR_{t-1}) + 1,11 \log(id_{t-1}) + 0,83 \log(PIBR_{t-1}) - 0,52 \log(IHPC_{t-1}) + \varepsilon_t$$

Tous les coefficients trouvés sont significatifs au seuil de 5%. Et le test de CUSUM a permis de confirmer la stabilité de la relation. Il faut préciser que deux variables muettes ont été introduites dans les modèles :

- Dev t valant 0 avant 1994 et 1 après 1994 est introduite afin d'amoindrir l'effet de la dévaluation,
- Crise t valant 0 avant 2002 et 1 après 2002 afin de capter l'effet de la crise survenue en Côte d'Ivoire.

Nous avons privilégié la forme logarithmique des variables afin de faciliter les hypothèses de prévisions. Le test de Ramsey nous a permis d'affirmer que les modèles sont globalement bien spécifiés. Les tests d'autocorrélation dénotent l'absence d'autocorrélation des résidus, le test de normalité pour sa part, révèle le caractère normal des résidus et le test de White confirme l'hypothèse d'homoscédasticité des résidus.

## Résultats

A long et à court terme, le PIB réel matérialisant le revenu a un impact positif sur la demande de monnaie. Ce résultat est en ligne avec le signe attendu au plan théorique. En effet, lorsque leur revenu augmente, les agents sont à mesure d'accroître leur niveau de dépense par le biais d'une hausse de la demande de monnaie. Le motif de transaction évoqué en théorie s'observe donc dans l'union. Le taux de pension est quant à lui associé à un coefficient négatif autant sur le long que sur le court terme conformément à la littérature. Dans la zone UEMOA, les établissements de crédit ont une demande de monnaie sensible à la fluctuation du taux de pension. Ainsi, une hausse de celui-ci induit une répression de la liquidité bancaire. Les dépôts réels de la zone monétaire quant à eux se caractérisent par un impact positif sur la fonction de crédit avec des coefficients positifs aussi bien à court qu'à long terme. Les dépôts représentant la principale ressource des établissements de crédit constitue un maillon essentiel pour les opérations de crédit. Les crédits sont aussi une fonction croissante du revenu. Cela traduit le fait que les crédits sont procycliques : ils augmentent avec les bonnes performances de l'économie et contribuent à réaliser également ses bonnes performances. Le taux débiteur est associé pour sa part à un coefficient positif sur le long terme. Plus les taux d'intérêts à verser sont élevés plus les établissements de crédit de l'union ont tendance à octroyer plus de crédit. Le revenu de façon globale est une variable très présente dans les estimations effectuées. Dans les deux fonctions de demande modélisées, il ressort toujours que le revenu a un impact positif et les prix un effet négatif. Dans la zone UEMOA, il est alors évident que la richesse réelle et les prix sont des facteurs très déterminants dans les différentes opérations réalisées. Les signes attendus globalement ont été observés. Ce fait implique la pertinence du modèle à l'échelle de l'Union puisque précédemment testé pour chacun des pays dans le modèle PROMES. En plus, les relations de long terme entre les variables, qui résultent des tests de cointégration sont stables dans le temps. Ainsi, malgré la naissance du marché financier, la zone UEMOA conserve encore des fonctions de monnaie et de crédit stables. Théoriquement, les agrégats monétaires sont identifiés comme étant la source de l'inflation. L'étude permet de constater que dans la zone UEMOA l'inflation est également susceptible d'expliquer les agrégats monétaires. Une causalité dans les deux sens pourrait donc être admise. Les deux modélisations exécutées dégagent une certaine pertinence dans les résultats puisque les coefficients sont pratiquement tous significatifs sur le long terme. Elles peuvent être utilisées pour expliquer l'évolution des agrégats monétaires ou pour des travaux de prévision.

## Prévision

Généralement, l'utilisation des prévisions des agrégats monétaires pour l'analyse des risques inflationnistes est basée sur une fonction d'inflation. En effet, la fonction d'inflation est une relation de long terme entre le taux d'inflation et ses variables explicatives dont la masse monétaire ou les crédits à l'économie. Elle permet de mesurer l'impact de l'évolution de la masse monétaire sur l'inflation. L'impact reste dans certains cas difficile à appréhender, la relation entre l'inflation et la monnaie étant une relation de long terme. En absence d'une fonction explicative de l'inflation, l'équation de la masse monétaire ou des crédits à l'économie permet également d'analyser les risques inflationnistes. Ces équations indiquent que le taux d'inflation est une variable explicative significative des agrégats monétaires identifiés. Si la relation de long terme entre l'inflation et ces agrégats est stable, l'écart entre le niveau observé de la masse monétaire et le niveau projeté peut renseigner sur les risques inflationnistes. En effet, une déviation de l'agrégat monétaire par rapport à sa valeur projetée fournit de l'information sur les possibilités de chocs sur les prix, car il est possible que ce soit l'évolution des prix qui soit à la base de la déviation des agrégats. C'est une combinaison de ces deux volets qui caractérise le modèle de la BCE qui utilise une fonction de demande de monnaie et une fonction d'inflation appelée P-étoile. S'il s'avère que l'accroissement constaté de l'agrégat monétaire a pour origine l'inflation, alors un dépassement des repères fixés pour l'agrégat monétaire devient moins préoccupant. Dans tous les deux cas, la connaissance de la fonction d'inflation ou de l'équation de la masse monétaire permet d'analyser les risques inflationnistes. Les écarts entre le niveau observé et les repères déterminés par les projections annuelles constituent des indicateurs d'alerte. La Banque Centrale examinera et identifiera les variables explicatives qui sous-tendent toute déviation majeure des agrégats monétaires par rapport aux repères.

## RÉFÉRENCES

- AHUMADA ET GAREGNANI (2008), Forecasting a monetary aggregate in changing environment: Argentina after 2002
- BAE Y. et M DE JONG R. (2005), Money demand function estimation by non linear integration
- DEMBO TOE M. et HOUNKPATIN M. « Lien entre la masse monétaire et l'inflation dans les pays de l'UEMOA », Document d'Etude et de Recherche, n° DER/07/02-Mai 2007
- DOE L. et DIARISSO S. (1997), « De l'origine monétaire de l'inflation », Notes d'information et Statistiques séries Etudes et Recherche n° DER/97/05 Dakar BCEAO
- GREENE W. « Econométrie », Ed. Pearson Education, 5ème édition(2008), 946p
- GUENE S. (2001), Agrégats et politiques monétaires dans la zone euro, la documentation française/économie et Prévision n147
- KONE S. et SAMBA MAMADOU O. (1997) « Prévision à cours terme des agrégats monétaires dans les pays de l'UEMOA », Notes d'information et statistiques série Etudes et Recherches n°DRS/SR/97/02 Dakar BCEAO
- SANVI AVOUYI-DOVI et alii (2003), Estimation d'une fonction de demande de monnaie pour la zone Euro: une synthèse des résultats

## ABSTRACT:

*The main objective of monetary policy is price stability. For reaching this aim, most Central Bank adopts direct inflation targeting system. The principal reason is the financial markets expansion. Nevertheless, the European Central Bank (ECB) continues to base his policy on monetary aggregates. In fact, the ECB asserts the stability of his money demand function.*

*This paper proposes to verify this assertion with a vector error correction model in case of WAEMU given the development of his financial market and the new institutional reform of WAEMU and CBWAS which specifies explicitly the price stability objective today.*