

BANQUE DES ETATS DE L'AFRIQUE CENTRALE  
NOTES D'ETUDES ET DE RECHERCHE

N°2

Novembre 2002

**ANALYSE D'UNE RELATION COINTEGRANTE DE DEMANDE DE  
MONNAIE DE LA CEMAC**

Mesmin KOULET-VICKOT

# ANALYSE D'UNE RELATION COINTEGRANTE DE DEMANDE DE MONNAIE DE LA CEMAC

Mesmin KOULET-VICKOT\*

Novembre 2002

## Abstract

In this paper, we apply the maximum-likelihood multiple equation cointegration technique developed by Johansen to investigate the behavior of long-run equilibrium money-demand in Central African Economic and Monetary Community (CAEMC) area. The econometric results show significant effects of real income, expected rate of inflation and deposit rate. All the coefficients have signs conformed to expectations. The hypothesis of unitary income elasticity is not rejected and the long-run parameters are stable. The process to return the economy to monetary equilibrium comes from fluctuations of money and expected rate of inflation, implying the rejection of weak exogeneity hypothesis for those variables.

## Résumé

Dans cet article, nous recourons à la procédure du maximum de vraisemblance de Johansen pour estimer une fonction de demande de monnaie d'équilibre de long terme de la CEMAC. Il ressort de cette étude que le revenu réel, le taux d'inflation anticipé et le taux d'intérêt sur les dépôts influencent, dans le sens prévu par la théorie économique, les comportements des agents économiques en matière de détention de liquidité. Les hypothèses d'élasticité-revenu unitaire et de stabilité des paramètres de long terme ne peuvent être rejetées. Seuls les encaisses réelles et le taux d'inflation anticipé concourent au processus d'ajustement nécessaire à la restauration de l'équilibre monétaire.

---

\*Direction des Etudes, Cellule de Recherche, BEAC-Services Centraux. E-mail : koulet@beac.int. Je remercie A. Mialou et F. Lendjoungou, ainsi que les Cadres supérieurs stagiaires à la Direction des Etudes de la BEAC pour leurs précieuses remarques et suggestions. Bien entendu, les éventuelles erreurs demeurent le seul fait de l'auteur.

# 1 Introduction

La monnaie est au coeur des stratégies de politique monétaire visant à assurer la stabilité à moyen terme des prix. Elle y joue soit le rôle d'objectif intermédiaire, soit celui de variable informationnelle, un des indicateurs précurseurs de l'inflation future. La pertinence de cette place, notamment dans le cadre de stratégie de ciblage monétaire, suppose l'existence d'une fonction de demande de monnaie stable, du moins à long terme.

La question de l'existence et de la stabilité de la fonction de demande d'encaisses réelles a occupé les esprits dans les pays développés, surtout dans les années quatre vingt marquées par des mutations financières. Ces travaux économétriques n'ont pas abouti à des conclusions irréfutables sur l'hypothèse de stabilité issue des modèles monétaristes. D'aucuns affirment que ces résultats mitigés seraient dûs à des problèmes de spécification (cf. Baba, Hendry et Starr (1992)), en particulier à l'utilisation d'un modèle d'ajustement partiel et l'omission de certaines variables. Ainsi, depuis plus d'une décennie, la recherche s'est orientée dans deux principales directions : en élargissant, d'une part, la gamme des variables de coût d'opportunité utilisée dans une fonction de demande de monnaie; d'autre part, en substituant au modèle d'ajustement partiel, une représentation à correction d'erreur. Cette dernière dont la construction découle de la vérification de l'hypothèse de cointégration, présente l'avantage de regrouper dans un même modèle les effets de court terme et de long terme ainsi qu'un mécanisme d'ajustement à la relation d'équilibre de long terme. Ainsi, l'on est passé d'un équilibre statique à un équilibre dynamique.

Parallèlement à l'essor de cette nouvelle spécification issue de la théorie de la cointégration, en Europe, l'analyse de la fonction de demande de monnaie s'est déplacée de la sphère nationale à une échelle internationale ou régionale avec la signature du Traité de Maastricht en 1992 lançant notamment le processus de construction d'une union monétaire. En effet, l'existence d'une union monétaire avec naturellement une banque centrale unique (Banque Centrale Européenne) en charge de la conception et de la mise en oeuvre de la politique monétaire commune, implique de connaître les paramètres et les propriétés de la demande de monnaie à un niveau d'ensemble. Dans ce cadre, un programme de recherche a vu le jour au sein de la Banque Centrale Européenne dont les résultats actuels vont dans le sens d'un non-rejet de l'hypothèse de stabilité ( cf. Coenen et Vega (1999), Brand et Cassola (2000), etc.).

Dans les six pays d'Afrique Centrale formant, dans le cadre de la Zone Franc, une union monétaire, il n'existe, à notre connaissance, aucune étude, à une telle échelle bien que la politique monétaire définie et conduite par la Banque des Etats de l'Afrique Centrale (BEAC) soit commune. La présente étude a pour ambition

de combler ce vide. Elle s'inscrit dans la lignée des travaux menés dans le cadre de la Zone Euro par Coenen et Vega (1999), Brand et Cassola (2000), etc. Elle ne s'intéresse néanmoins qu'à la détermination des paramètres et propriétés de long terme d'une fonction de demande de monnaie sur la période 1966-1998, à un niveau agrégé, pour cinq des six Etats membres de la Communauté Economique et Monétaire de l'Afrique Centrale<sup>1</sup> pour lesquels les données existent sur longue période. Pour cela, nous recourons à la procédure du maximum de vraisemblance développée par Johansen (1988,1991,1995) et Johansen et Juselius (1990). Cette méthode, basée sur l'estimation d'un VAR, permet de traiter les problèmes liés aux possibles interrelations existant entre les variables impliquées dans une fonction de demande de monnaie.

Dans un premier temps, nous présentons la spécification du modèle de demande de monnaie basée sur l'approche en termes de transactions. Dans un deuxième temps, les différentes hypothèses de tests sont brièvement décrites. La dernière section fait état des résultats obtenus.

## 2 Spécification du modèle

Notre spécification de la fonction de demande de monnaie d'équilibre de la CEMAC est basée sur les théories privilégiant le motif de transaction. Selon ce courant théorique, le principal avantage pour un individu de détenir de la monnaie plutôt qu'un autre actif, est la commodité qu'elle permet pour réaliser des transactions, sans coût de transformation. Son coût d'opportunité est le rendement sur les actifs alternatifs auquel il renonce. De ce fait, la fonction de demande de monnaie dépend de deux types d'arguments : une variable d'échelle représentative de toutes les transactions (réelles et financières) et un vecteur de variables de coût d'opportunité. Cette approche peut être formulée de la façon suivante :

$$\frac{M^d}{P} = KY^\delta \exp(\eta r^a) \quad (1)$$

avec  $M^d$ : montant des encaisses nominales;  $P$  : indice des prix à la consommation;  $Y$  : la variable d'échelle représentative de toutes les transactions (réelles et financières);  $r^a$ : le rendement anticipé des actifs alternatifs à la monnaie;  $K, \delta, \eta$  : des paramètres.

Sous la forme logarithmique, l'équation (1) s'écrit de la façon suivante :

$$m_t^d - p_t = k + \delta y_t + \eta r^a \quad (2)$$

---

<sup>1</sup>La CEMAC regroupe les six Etats suivants : le Cameroun, le Centrafrique, le Congo, le Gabon, la Guinée Equatoriale et le Tchad. La Guinée Equatoriale n'est pas intégrée dans l'échantillon pour insuffisance de données sur une bonne partie de la période de l'étude.

où  $m_t^d, p, y$  désignent respectivement les logarithmes des encaisses nominales, de l'indice de prix et de la variable d'échelle.

Dans ce travail, la masse monétaire est définie au sens large ( $M_2$ ) étant donné que c'est l'agrégat suivi par la BEAC pour la conduite de la politique monétaire.

Pour la variable d'échelle, nous retenons comme la plupart des études sur cette question le PIB réel comme proxy du volume des transactions totales. L'élasticité de long terme  $\delta$  de la demande d'encaisses réelles ( $m_t^d$ ) par rapport au revenu réel ( $y$ ) devrait être positive. Certaines théories économiques prédisent une valeur particulière pour  $\delta$ . Par exemple, le modèle de Baumol-Tobin prévoit une valeur de  $\delta = 0.5$ , tandis que celui de Friedman escompte une valeur de  $\delta = 1$ . Cependant, il n'est pas rare de trouver, dans certaines études, une valeur  $\delta > 1$  pour une définition large de la monnaie. Ce qui est interprété comme le signe de la non-intégration d'une variable de richesse financière dans l'équation de demande de monnaie.

Le choix du vecteur de variables de coût d'opportunité implique d'identifier les actifs alternatifs à la monnaie et de déterminer leur prix ainsi que celui de la monnaie. Dans les pays d'Afrique Sub-saharienne ouverts sur l'extérieur, en l'absence de marchés financiers développés, certains travaux (Domowitz et Elbadawi, 1987, Samba, 1995) ont montré que l'arbitrage se fait entre la monnaie et les biens durables d'une part et, entre la monnaie et les actifs financiers internationaux d'autre part.

Dans ce papier, le rendement intrinsèque de  $M_2$  est le taux d'intérêt sur les dépôts à terme.

Le prix des biens durables est le taux d'inflation anticipé (Friedman, 1956). Dans cet article, nous supposons que les anticipations sont formées de façon adaptative :

$$\pi_t^a = \theta \pi_{t-1} + (1 - \theta) \pi_{t-1}^a$$

où  $\pi^a$ : le taux d'inflation anticipé;  $\theta \in [0, 1]$ .

Si  $\theta = 1$ , alors  $\pi_t^a = \pi_{t-1}$ , ce qui signifie que les anticipations d'inflation sont formées en ne tenant compte que de l'inflation observée dans la période immédiatement précédente. C'est cette hypothèse d'anticipations extrapolatives qui sera retenue ici. Dans ce travail, le taux d'inflation anticipé est approché par la variation de l'indice du déflateur du PIB, plutôt que par celui de l'indice de prix de gros ou de l'indice de prix à la consommation, pour des raisons de disponibilité de données dans un certain nombre de pays de notre échantillon.

S'agissant des actifs internationaux, il convient de détecter les plus pertinents parmi toute la gamme existant ainsi que les pays avec lesquels les arbitrages sont susceptibles d'être faits. A ce titre, au regard du principe de liberté des mouvements de

capitiaux entre la Sous-région et la France, si arbitrage il y a, il est fort probable qu'il s'effectue avec la France, pays d'ancrage du F CFA. Les titres les plus représentatifs des instruments négociables à court terme et à long terme en France sont respectivement ceux du marché monétaire et les bons du Trésor. En raison de la forte colinéarité entre les deux taux, l'un des deux sera retenu comme variable d'arbitrage des actifs internationaux<sup>2</sup>.

De la sorte, notre modèle de demande de monnaie d'équilibre à estimer est le suivant :

$$m_t - p_t = k + \delta y_t + \eta_1 \pi_t + \eta_2 i_{dt} + \eta_3 i_t^* \quad (3)$$

$m_t, p_t, y_t$  désignent respectivement les logarithmes de la masse monétaire au sens large, du déflateur du PIB et du revenu réel.  $\pi_t, i_{dt}$  et  $i_t^*$  représentent le taux d'inflation anticipé, le taux d'intérêt sur les dépôts à terme et le rendement des obligations du Trésor français. Les signes attendus pour les paramètres de cette équation sont les suivants :  $\delta > 0, \eta_1 < 0, \eta_2 > 0$  et  $\eta_3 < 0$ .

L'estimation des paramètres de cette équation est basée sur une représentation VAR de dimension  $n$  de la forme suivante :

$$Y_t = \mu + BX_t + A_1 Y_{t-1} + A_2 Y_{t-2} + \dots + A_p Y_{t-p} + \epsilon_t \quad (4)$$

où  $Y_t$  : un vecteur (5x1) des variables aléatoires intégrées d'ordre 1 tel que  $Y_t' = (m_t - p_t, y_t, \pi_t, i_{dt}, i_t^*)$ ;  $X_t$  : un vecteur de variables déterministes<sup>3</sup>;  $\epsilon_t$  : un terme d'erreur iid  $(0, \Sigma)$ .

Conformément au théorème de représentation de Engle et Granger (1987), ce VAR admet une spécification Vectorielle à Correction d'Erreur (VEC) de la forme :

$$\Delta Y_t = \mu + BX_t + \Gamma_1 \Delta Y_{t-1} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta Y_{t-p+1} + \Pi Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (5)$$

où les matrices  $\Gamma$  et  $\Pi$  contiennent respectivement les coefficients de court terme et de long terme. Dans cet article, nous ne nous intéresserons qu'à la dynamique de long terme  $\Pi$ .

---

<sup>2</sup>Le taux d'intérêt retenu sera celui qui nous donnera le meilleur résultat. Notre choix est donc empirique.

<sup>3</sup>Il peut s'agir de variables muettes ou de variables aléatoires faiblement exogènes exclues de l'espace de cointégration.

### 3 Hypothèses de tests

Nous présentons dans ce qui suit les principaux tests utilisés pour mettre en évidence la fonction de demande de monnaie de long terme de la CEMAC la plus pertinente. Il s'agit des tests de racine unitaire, de cointégration et d'hypothèses sur l'espace de cointégration et la matrice des coefficients d'ajustement.

L'analyse des propriétés stochastiques des séries sera menée, dans un premier temps, à l'aide du test de non-stationnarité de Dickey-Fuller dans sa version améliorée puis ensuite, par un test de stationnarité de Hansen et Juselius (1995) sur les variables appartenant à l'espace de cointégration.

Le test de non stationnarité de Dickey-Fuller augmenté sera mis en oeuvre en estimant une équation du type :

$$\Delta Y_t = \alpha Y_{t-1} + \gamma + \beta_1 \Delta Y_{t-1} + \beta_2 \Delta Y_{t-2} + \dots + \beta_p \Delta Y_{t-p+1} + \varepsilon_t$$

où  $\alpha$  et  $\beta$  sont des paramètres et  $\varepsilon_t$ , un bruit blanc. La comparaison entre les statistiques de Student issues de la régression par les MCO et les valeurs critiques tirées de la table de MacKinnon (1991) permet de rejeter ou non l'hypothèse nulle de racine unitaire.

L'analyse des propriétés stochastiques de nos séries selon Hansen et Juselius (1995) s'effectue sur l'espace de cointégration. Cette procédure de test diffère de celle de Dickey-Fuller sur deux points: d'une part l'hypothèse nulle est celle de la stationnarité et d'autre part, la statistique du test suit une distribution de  $\chi^2$ . Cette méthode est utile car elle permet d'identifier le vecteur "minimal" de variables nécessaires pour la cointégration, étant donné que le nombre de relations de cointégration augmente pour chaque variable stationnaire introduite dans l'espace de cointégration.

L'hypothèse  $H_1$  de cointégration est formulée comme une matrice  $\Pi$  de rang réduit ( $r < n$ ) dans l'équation (5). Elle s'écrit de la façon suivante :

$$H_1(r) : \alpha\beta'$$

où  $\alpha$  et  $\beta$  sont des matrices de plein rang ( $n \times r$ );

Avec  $r$  : le nombre de relations de cointégration;  $\alpha$  : la matrice des coefficients de feed-back ou de la vitesse d'ajustement à l'équilibre de long terme ( $n \times r$ );  $\beta$  : la matrice de vecteurs cointégrants ( $n \times r$ ).

Si  $r=0$ , alors  $\Pi = 0$ , ce qui signifie qu'il n'existe aucune combinaison linéaire des éléments du vecteur  $Y_t$  qui soit stationnaire;

Si  $r=n$ , alors  $\Pi = n$ , ce qui signifie que  $Y_t$  est un processus stationnaire;

Si  $0 < r < n$ , alors il existe  $r$  combinaisons linéaires des éléments de  $Y_t$  qui sont stationnaires.

Cette hypothèse de rang réduit de la matrice  $\Pi$  sera testée à l'aide de la statistique de la Trace<sup>4</sup> (Johansen et Juselius,1990) définie comme suit :

$$Trace = -T \sum_{i=r+1}^p \log(1 - \lambda_i), \quad \text{pour } r = 0, \dots, p-1$$

et  $\lambda_i$  est la  $i^{eme}$  valeur propre maximale.

Une fois le rang de cointégration déterminé, nous initialiserons deux types de tests de restrictions linéaires, l'un sur l'espace de cointégration  $\beta$  et l'autre sur la matrice des coefficients de feed-back  $\alpha$ . Ces deux types de tests d'hypothèses peuvent être formulés de la façon suivante :

$$H_2(\beta) : \Pi = \alpha \xi' H' \quad (\text{avec } \beta = \xi H)$$

$$H_3(\alpha) : \Pi = A \psi \beta' \quad (\text{avec } \alpha = A \psi)$$

Dans le modèle  $H_2(\beta)$ , la matrice  $H(p \times s)$  prenant les valeurs 0 et 1 est connue et la matrice  $\xi(s \times r)$  est à estimer. Ce modèle va nous permettre de tester les hypothèses de stationnarité, d'exclusion à long terme de certaines variables de l'espace de cointégration et d'élasticité unitaire du revenu à long terme. La distribution asymptotique de cette statistique est un  $\chi^2$  à  $r(n-s)$  degrés de liberté.

Dans le modèle  $H_3(\alpha)$ , la matrice  $A(p \times m)$  prenant les valeurs 0 et 1 est connue et la matrice  $\psi$  est à estimer. Nous recourerons à ce modèle pour tester la nullité d'une ligne de la matrice  $\alpha$ , c'est-à-dire l'hypothèse d'exogénéité faible des variables. La distribution asymptotique de cette statistique suit un  $\chi^2$  à  $r(n-m)$  degrés de liberté.

---

<sup>4</sup>Un autre test du ratio de vraisemblance est celui du  $\lambda$  max (les valeurs propres maximales). Il est obtenu à partir de la statistique de la Trace et s'écrit de la façon suivante :  $\lambda \max = -T \log(1 - \lambda_{r+1})$ . Notons que la statistique de  $\lambda \max$  est égale à celle de la Trace quand  $n-r=1$ .

## 4 Les Résultats<sup>5</sup>

Nous présentons dans ce qui suit les résultats des tests décrits précédemment en vue d'estimer les paramètres de long terme de la fonction de demande de monnaie d'équilibre et de déterminer sa forme la plus adéquate à nos données.

### 4.1 Stationnarité, cointégration et tests d'hypothèses

La mise en évidence de la non stationnarité d'au moins deux variables du vecteur  $Y_t'$  ( $m_t - p_t, y_t, \pi_t, i_{dt}, i_t^*$ ) est nécessaire à l'exécution de la procédure de Johansen et des différents tests connexes.

La mise en oeuvre du test de Dickey-Fuller Augmenté (ADF) aboutit aux résultats résumés dans le tableau 1 (annexe 2).

Il en ressort que toutes les variables du modèles sont intégrées d'ordre 1, c'est-à-dire elles sont stationnaires en différences premières. Dans ces conditions, il importe de savoir s'il existe au moins une relation d'équilibre de long terme entre elles. Ce qui revient à tester l'hypothèse de cointégration  $H_1$ .

Le nombre  $r$  de relations de cointégration entre les variables du modèle, à savoir la masse monétaire, le revenu réel, le taux d'inflation anticipé, le taux d'intérêt sur les dépôts à terme et le rendement des obligations du Trésor français, est déterminé par la procédure de Johansen appliquée à un processus autorégressif d'ordre 2<sup>6</sup>. Nous supposons que les variables du modèle ont des tendances linéaires et la relation de cointégration admet une constante. Le résultat du test est interprété sur la base de la statistique de la Trace qui, conformément aux travaux de Cheung et Lai (1993) est plus robuste que celle des valeurs propres maximales ( $\lambda \max$ ) en cas de violation de l'hypothèse de normalité, ce qui est fréquent sur de petits échantillons.

Comme le montre le tableau 2, la comparaison de la statistique de la Trace avec les valeurs critiques tabulées par Bent Nielsen utilisées dans *Hansen et Juselius (1995)* nous permet de conclure à l'existence d'une relation de cointégration au seuil de 5 %. En normalisant par rapport à la variable ( $m_t - p_t$ ), nous obtenons la relation suivante assimilable à une fonction de demande d'encaisses réelles de long terme (annexe 3, tableau 6) :

$$m_t - p_t = 1,213y_t - 1,598\pi_t + 0,090i_{dt} + 0,020i_t^*$$

---

<sup>5</sup>Les estimations ont été réalisées avec les logiciels RATS et CATS.

<sup>6</sup>L'ordre du VAR a été déterminé selon le critère classique d'information de Akaike (AIC).

Nous avons ensuite procédé à des tests de stationnarité et d'exclusion à long terme sur chaque variable appartenant à l'espace de cointégration. Le modèle  $H_3(\beta)$  permet de réaliser ce type de tests de restrictions linéaires.

Dans le cas du test d'exclusion à long terme, l'hypothèse nulle peut être formulée de la façon suivante :

$$\beta_{ij} = 0, \text{ avec } i = 1, \dots, p \text{ et } j = 1, \dots, r$$

Comme révélé par le test de Dickey-Fuller Augmenté, l'hypothèse de stationnarité est rejetée pour toutes les variables de la relation de long terme (cf tableau 4). Les exclusions du taux d'intérêt sur les dépôts à terme et du rendement des obligations du Trésor français de l'espace de cointégration sont supportées par la statistique du  $\chi^2$ . Ce résultat peut s'expliquer par la colinéarité entre  $i_{dt}$  et  $i_t^*$ . Dans ces conditions, nous avons éliminé  $i_t^*$  de notre vecteur de variables qui se présente alors sous la forme  $Y_t' = (m_t - p_t, y_t, \pi_t, i_{dt})$ . Nous avons, à nouveau, recouru à l'hypothèse  $H_1$  qui est celle de la cointégration pour  $p=2$  pour déterminer le nombre  $r$  de relations d'équilibre de long terme. Le tableau 3 montre que l'hypothèse de l'existence d'une relation de cointégration n'est pas rejetée au seuil de 5 %.

La normalisation par rapport à la variable  $(m_t - p_t)$  nous permet de mettre en évidence l'équation de demande de monnaie de long terme suivante (cf.annexe 3, tableau 7) :

$$m_t - p_t = 1,020y_t - 0,877\pi_t + 0,145i_{dt}$$

Les tests de stationnarité et d'exclusion sur les variables de l'espace de cointégration ont de nouveau été menés. Nous rejetons une fois de plus l'hypothèse de stationnarité et de nullité des variables du modèle (cf. annexe 2, tableau 5).

Par la suite, nous avons effectué des tests d'exogénéité faible sur les variables du vecteur  $Y_t' = (m_t - p_t, y_t, \pi_t, i_{dt})$ , l'objectif étant de savoir si l'équation en différences du VECM correspondant à cette variable apporte ou non de l'information à notre relation de cointégration. Le modèle  $H_3(\alpha)$  nous permet de réaliser ce test. L'hypothèse de test est la suivante:

$$\alpha_{ij} = 0, \text{ avec } i=1\dots p \text{ et } j=1\dots r$$

Dans notre cas,  $i=4$  et  $j=1$ . Il ressort du tableau 5 que le PIB réel et le taux d'intérêt sur les dépôts à terme peuvent être considérés comme faiblement exogènes<sup>7</sup>.

---

<sup>7</sup>La vérification de l'hypothèse d'exogénéité faible du taux d'intérêt est logique avec la politique d'administration des taux de la BEAC pendant la période de notre étude.

Aussi, convient-il pour améliorer les propriétés statistiques de notre relation, d'estimer un modèle conditionnel sur ces variables qui sont, de ce fait explicatives et non expliquées dans le VECM. On obtient alors l'équation de long terme suivante (cf. annexe 3, tableau 8) :

$$m_t - p_t = 1,004y_t - 1,297\pi_t + 0,157i_{dt}$$

Cette équation a l'allure d'une fonction de demande de monnaie de long terme. C'est le modèle retenu et qui va être soumis au test d'élasticité-revenu unitaire et à toute la batterie de tests de diagnostics économétriques, en particulier la normalité et l'indépendance des erreurs.

Tester l'hypothèse d'élasticité unitaire du revenu revient à imposer une restriction linéaire sur la valeur de  $\delta$  dans l'équation (3). Le modèle  $H_2(\beta)$  permet de réaliser ce test. Plus précisément, sous  $r=1$ , il consiste à poser :

$$\beta' = (1, -1, *, *)$$

Sachant que les éléments de  $\beta$  correspondent respectivement aux coefficients de  $m_t - p_t, y_t, \pi_t, i_{dt}$ . On peut remarquer que les restrictions portent sur les coefficients des variables  $m_t - p_t$  et  $y_t$ , tandis que ceux de  $\pi_t$  et  $i_{dt}$  sont libres. Cette hypothèse d'homogénéité d'ordre 1 des encaisses réelles et du revenu réel est aisément acceptée.

Les tests de diagnostic économétrique ne révèlent aucun problème majeur, hormis la violation de l'hypothèse de normalité des erreurs. Plus précisément, le test de Ljung-Box exécuté sur les résidus de la relation de long terme n'a pas mis en évidence de problèmes d'autocorrélation sérielle [ $\chi^2 = 15,75$  ( $pvalue = 0,99$ )]. En revanche le test de Shenton-Bowman dans sa version multivariée révèle que l'hypothèse de normalité n'est pas respectée. Ceci ne remet cependant pas en cause notre résultat car la procédure de Johansen est robuste dans le cas même de violation de l'hypothèse de normalité des erreurs (Gonzalo,1994). Enfin, l'hypothèse de stabilité des paramètres de la fonction de demande de monnaie de long terme n'est pas rejetée à partir de 1988 (cf. graphique 2).

## 4.2 L'analyse générale des résultats

Il ressort de cette étude que :

- La demande d'encaisses réelles de long terme dépend, comme attendu, positivement du revenu réel. L'hypothèse d'élasticité-revenu unitaire postulée par l'approche en termes de transactions ne peut être rejetée ( $\chi^2 = 0,00$  ( $pval = 0,96$ )).

- Le taux d'inflation anticipé influence le comportement du public en matière de détention d'encaisses, avec une semi-élasticité de 1,297. Cette substituableté entre actifs monétaires et réels a été également mise en exergue par Nachega (2001) dans le cas du Cameroun.

- La semi-élasticité des encaisses réelles par rapport au taux d'intérêt sur les dépôts à terme est, comme prévu, positive. La hausse des taux créditeurs semble amener les agents économiques à détenir plus de monnaie.

- Dans le processus d'ajustement à l'équilibre monétaire de long terme, le PIB réel et le taux d'intérêt sur les dépôts n'interviennent pas<sup>8</sup>; tout le mouvement de correction résulte des variations des encaisses réelles et du taux d'inflation anticipé. Plus précisément, le déséquilibre monétaire se corrige par une réduction des encaisses réelles (près de 45 %) et paradoxalement, par une baisse du taux d'inflation anticipé (51,5 %). Il est intéressant, par ailleurs, de remarquer sur le graphique 1 que ce déséquilibre monétaire a été en moyenne plus important sur la période postérieure à 1986. Il s'est notamment creusé en 1986-1987 (excédent d'offre de monnaie) et 1994-1995 (déficit de l'offre de monnaie). Ce résultat est cohérent avec la situation monétaire de la CEMAC pendant ces années. On remarquera, au passage, que le fait que deux variables s'ajustent pour restaurer l'équilibre monétaire corrobore notre intuition méthodologique de départ, à savoir l'utilisation d'un système d'équations pour estimer la fonction de demande de monnaie de long terme de la CEMAC.

- La preuve de la stabilité des paramètres de long terme de l'équation de demande de monnaie d'équilibre implique que les changements importants qu'ont constitué notamment les réformes monétaires amorcées au début de la décennie 90 avec l'introduction des instruments indirects de politique monétaire et une certaine libéralisation financière, la crise bancaire ainsi que la dévaluation du F CFA de 50 % en janvier 1994, n'ont pas fondamentalement modifié le comportement des agents économiques en matière de détention de liquidité.

## 5 Conclusion

Dans cet article, nous avons utilisé la procédure du maximum de vraisemblance de Johansen pour estimer une fonction de demande de monnaie de long terme de la CEMAC. Il ressort de cette étude que le revenu réel, le taux d'inflation anticipé et le taux d'intérêt sur les dépôts à terme influencent dans le sens prévu par la théorie économique les comportements du public en matière de détention de la liquidité. Les

---

<sup>8</sup>L'exogénéité faible de la variable de taux d'intérêt sur les dépôts à terme est logique compte tenu de son caractère administré.

hypothèses d'élasticité-revenu unitaire et de stabilité des paramètres de long terme ne peuvent être rejetées. Il convient de souligner que la vérification de l'hypothèse d'élasticité unitaire des encaisses réelles par rapport à l'activité ne signifie pas que la vitesse de circulation de la monnaie est constante dans la mesure où la demande de monnaie dépend également des variables de coût d'opportunité, à savoir le taux d'intérêt et le taux d'inflation anticipé.

Dans la CEMAC, le déséquilibre entre les niveaux observé et désiré d'encaisses réelles semble avoir été plus important après 1987 qu'avant. Seuls les encaisses réelles et le taux d'inflation anticipé s'ajustent pour corriger le déséquilibre monétaire de long terme.

## REFERENCES BIBLIOGRAPHIQUES

**Adam C. (1992)** : “On the dynamic specification of money demand in Kenya”, *Journal of African Economies*, vol.1 n°2, August 1992;

**Baba Y., Hendry D., Starr R. (1992)** : “The demand for M1 in the USA, 1968-1988”, *Review of Economic Studies*, 59, p.25-61.

**Bordes C., et Strauss-Kahn M.O. (1989)** : “Cointégration et demande de monnaie en France”, *Cahiers économiques et monétaires*, 34, Banque de France;

**Brand C. et CASSOLA N. (2000)** : “A money demand system for euro area M3”, *ECB Working Paper* n°39, novembre 2000;

**Calza A., Gerdesmeier D. et Levy.(2001)** : “Euro area money demand: measuring the opportunity costs appropriately”, january 2001, preliminary draft, MPC/019/01;

**Cheung Y-W. et Lai K.S. (1993)** : “Finite-sample sizes of Johansen’s likelihood ratio test for cointegration”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*. 55.3/1993;

**Coenen G. and VEGA J-L. (1999)** : “The demand for M3 in the Euro area”, *ECB Working Paper* n°6, septembre 1999;

**Domowitz I. et Elbadawi I. (1987)** : “An error correction approach to money demand : the case of Sudan”, *Journal of Development Economics*, vol.26, pp.257-275;

**Domowitz I. et Hakkio C. (1990)** : “Interpreting an error correction model partial adjustment forward-looking behavior and dynamic international money demand”, *Journal of Applied Econometrics*, vol.5, pp.29-46;

**Engle R.F. et Granger C.W.J. (1987)** : “Co-intégration and Error Correction : Representation, Estimation and Testing”, *Econometrica*, 55, n°2, 1987;

**Goldfeld S. and Sichel E. D. (1990)** : “The demand for money”, in handbook of Monetary Economics, vol.I ed. by Benjamin Friedman and Frank H. (New York : North Holland), pp.299-356;

**Goux J-F (2000)** : “Existe-t-il vraiment une relation cointégrante de demande de monnaie M3 en France”? *Revue économique*, vol.51, n°4, juillet 2000;

**Hafer R.W. and Jansen D.W. (1991)** : “The demand for money in the United States : Evidence from cointegration tests”, *Journal of Money, Credit and Banking*, vol.23 n°2, mai 1991;

**Hansen H. et Juselius K. (1995)** : “Cats in Rats : Cointegration analysis of time series”; Estima

**Hendry S.(1995)** : “Long-run demand for M1”, *Working Paper* 95-11, Bank of Canada, novembre 1995;

**Janssen N. (1998)** : “The demand for M0 in the United Kingdom reconsidered : some specification issues”, Bank of England, 1998;

**Johansen S. (1995)** : “ Likelihood-base inference in cointegrated vector autoregressive models”, Oxford University Press, 1995;

**Jonsson G. (2001)** : “Inflation, money, and Purchasing Power Parity in South Africa”, *IMF Staff Papers*, vol.48 n°2, 2001;

**MacKinnon J.G. (1991)** : “Critical Values for cointegration tests”, in Engle R.F. et Granger C.W.J., Eds, Long-run economic relationships : readings in cointegration, Chap.13, Oxford University Press, pp.267-76;

**Nachega J-C. (2001)** : “A cointegration analysis of broad money demand in Cameroon”, *IMF Working Paper*, WP/01/26,2001;

**Samba Mamadou O. (1995)** : “Mobilité des capitaux et demande de monnaie en régime de change dualiste : le Niger”, *Revue d'Economie du Développement*, n°4, décembre 1995;

**Stock J.H.(1994)** : “Units roots, structural breaks and trends”, in Handbook of Econometrics, vol.4 edited by Robert F. Engle and Daniel L. McFadden (North-Holland);

**Watson Mark W. (1994)** : “Vector Autoregressions and cointegration”, in Handbook of econometrics, vol.4 edited by Robert F. Engle and Daniel L. McFadden (North-Holland).

## ANNEXE 1 : DEFINITIONS ET SOURCES DES VARIABLES

Les séries qui couvrent la période 1966-1998 sont extraites des Statistiques Financières Internationales (SFI) du FMI et du World Development Indicators de la Banque Mondiale. Elles sont définies et construites de la façon suivante :

*La masse monétaire agrégée ( $M_t$ )* : c'est la somme de la masse monétaire nationale au sens large (moyenne de la période) des cinq Etats de notre échantillon.

*Le PIB réel agrégé ( $Y_t$ )* : la somme des PIB à prix constants (base 100 = 1995) des cinq Etats de notre échantillon;

*L'indice de prix agrégé ( $P_t$ )* : la moyenne pondérée de l'indice du déflateur du PIB (base 100 = 1995). La pondération retenue est la part, année par année, du PIB nominal du pays  $i$  dans le PIB global. Le taux d'inflation est alors le taux de variation du logarithme du déflateur du PIB.

*Le taux d'intérêt sur les dépôts à terme ( $i_{dt}$ )* : Depuis octobre 1990, il correspond au taux créditeur minimum. Cette série n'étant disponible qu'à partir de 1979, nous l'avons complétée par le taux d'escompte de la BEAC (fin de période), SFI, ligne 601.

*Le taux de rendement des obligations du Trésor français ( $i_t^*$ )* : le rendement des obligations du Trésor français. SFI, ligne 36ab.

## ANNEXE 2 : TESTS D'HYPOTHESES

Tableau1 : Résultats des tests de racine unitaire

Variables	t-ADF	Valeur critique au seuil de 5 %	Avec		retards
			Constante	Trend	
<b>En niveau</b>					
Encaisses réelles	-0,84	-3,56	oui	oui	1
Taux d'inflation	-2,44	-2,96	oui	non	2
PIB réel	-2,12	-3,56	oui	oui	1
Taux d'intérêt sur les dépôts	0,54	-3,56	oui	oui	1
Rendement obligations (France)	-1,76	-3,56	oui	non	1
<b>En différences premières</b>					
Encaisses réelles	-3,29	-2,96	oui	non	1
Taux d'inflation	-3,92	-2,97	oui	non	2
PIB réel	-3,09	-2,96	oui	non	1
Taux d'intérêt sur les dépôts	-4,05	-3,56	oui	oui	1
Rendement obligations (France)	-3,67	-1,95	oui	non	1

Figure 1:

Tableau 2 : Résultat du test de cointégration

H0: rang=p	Statistique de la Trace	Valeur critique à 95 %	Lambda max	Valeur critique à 95 %
p=0	77,34	68,681*	34,22	21,473*
p<=1	43,12	47,208	24,21	17,832*
p<=2	18,91	29,376	13,63	14,036
p<=3	5,28	15,34	4,93	11,499
p<=4	0,35	3,841	0,35	3,841

Figure 2:

Tableau 3 : Résultat du test de cointégration de Johansen

H0: rang=p	Statistique de la Trace	Valeur critique à 95 %	Lambda max	Valeur critique à 95 %
p=0	52,64	47,21*	34,4	17,83*
p<=1	18,25	29,38	12,27	14,03
p<=2	5,98	15,34	5,98	11,5
p<=3	0	3,84	0	3,84

Figure 3:

## ANNEXE 2 (bis)

Tableau 4 : Tests d'hypothèses sous r=1

Tests		$m - p_t$	$y_t$	$\pi_t$	$i_{dt}$	$i_t^*$
Exclusion	$\chi^2 = 3,84$	9,80	9,66	6,30	2	1,15
Stationnarité	$\chi^2 = 9,49$	27,69	27,40	21,40	27,53	30,06

Figure 4:

Tableau 5 : Tests d'hypothèses sous r=1

Tests		$m_t - p_t$	$y_t$	$\pi_t$	$i_{dt}$
Exclusion	$\chi^2(0,95) = 3,84$	20,73	18,52	4,97	21,21
Exogénéité faible		5,27	2,04	13,63	1,57
Stationnarité	$\chi^2(0,95) = 7,81$	27,56	28,66	22,95	28,93

Figure 5:

### ANNEXE 3 : RELATIONS DE COINTEGRATION

Tableau 6 : Vecteur cointégrant et coefficients d'ajustement (modèle général)

Variables	Vecteur $\beta$		Coefficients d'ajustement $\alpha$
$m_t - p_t$	-11,40	1	-0,565 (-2,66)
$y_t$	13,82	-1,213	-0,081 (-1,14)
$\pi_t$	-18,22	1,598	-0,472 (-5,07)
$i_{dt}$	1,027	-0,09	0,619 (0,45)
$i_t^*$	0,23	-0,02	4,030 (1,80)

Figure 6:

Tableau 7: Vecteur cointégrant et coefficients d'ajustement (modèle général)

Variables	Vecteur $\beta$		Coefficients d'ajustement $\alpha$
$m_t - p_t$	-11,393	1	-0,539 (-2,43)
$y_t$	11,617	-1,020	-0,122 (-1,56)
$\pi_t$	-9,996	0,877	-0,516 (-4,99)
$i_{dt}$	1,650	-0,145	1,852 (1,40)

Figure 7:

Tableau 8: Vecteur cointégrant et coefficients d'ajustement  
(modèle conditionnel)

Variables	Vecteur $\beta$		Coefficients d'ajustement $\alpha$
$m_t - p_t$	11,237	1	-0,455 (-2,2)
$y_t$	-11,283	-1,004	-0,513 (-6,96)
$\pi_t$	14,574	1,297	0
$i_{dt}$	-1,762	-0,157	0

Figure 8:

Graphique 1 : Evolution du money-gap

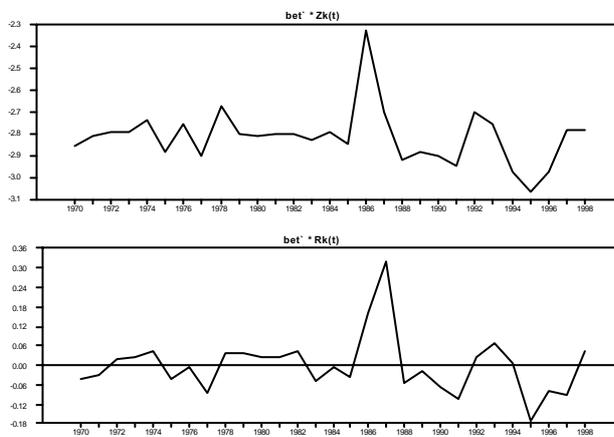


Figure 9:

Graphique 2 : Tests de stabilité de type récursif

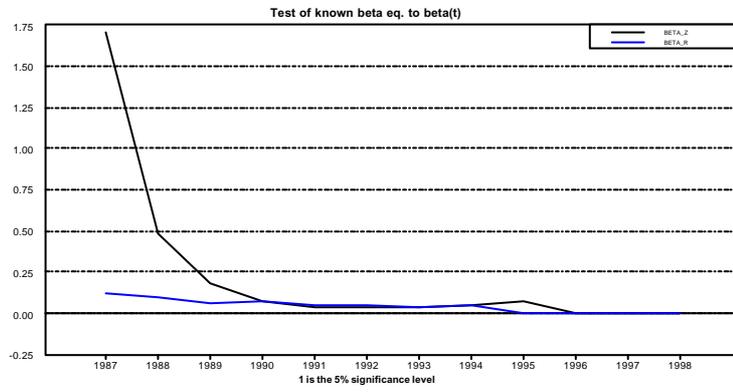


Figure 10:

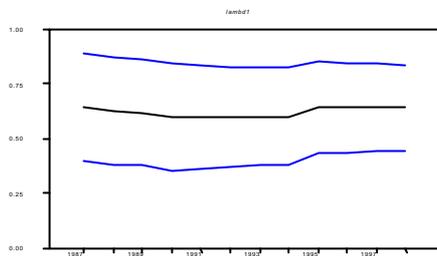


Figure 11: