BEAC

Banque des Etats de l'Afrique Centrale

BEAC Working Paper

- BWP N° 01/15 -

Estimation d'une fonction de demande de monnaie dans la CEMAC

MOUNKALA Evrard Ulrich
Statisticien-Economiste
Direction de la recherche
mounkala@beac.int

BANQUE DES ETATS DE L'AFRIQUE CENTRALE

736, Avenue Monseigneur Vogt BP:1917 Yaoundé Cameroun

Tel :(237) 22234030 / 22234060

Fax : (237) 22233329

www.beac.int

Les opinions émises dans ce document de travail sont propres à leur (s) auteur (s) et ne représentent pas nécessairement la position de la Banque des Etats de l'Afrique Centrale.

The opinions expressed in this working paper are those of the author (s) and don't necessarily represent the views of the Central Bank of Central Africa States.

Estimation d'une fonction de demande de monnaie dans la CEMAC

Evrard Ulrich MOUNKALA*

Octobre 2013

Résumé

Avec l'introduction indirecte de la monnaie dans la fonction d'utilité du consommateur, nous dérivons une fonction de demande de monnaie dans l'UMAC. Pour tenir compte des hétérogénéités structurelles entre les Etats membres de l'Union, nous estimons les paramètres de cette fonction à partir de la méthode DOLS sur données de panels cointégrés. Nos résultats montrent que la fonction de demande de monnaie dans l'UMAC est compatible, aussi bien à court qu'à long terme, avec les conclusions de la Nouvelle synthèse. De plus, nous discutons du caractère actif et/ou passif de la monnaie dans l'UMAC. Les observations empiriques ne suffisent pas à discriminer entre ces deux caractères, tous deux valides dans cet espace. Ce constat conduit alors à la conclusion que la BEAC devrait aussi accorder une attention particulière à l'évolution de l'écart monétaire dans la conduite de sa politique monétaire.

Mots clés : Demande de monnaie, hétérogénéités structurelles, cointégration sur données de panel, DOLS, FMOLS, monnaie active, monnaie passive.

Classification JEL : C23, E41, E52.

Abstract

From the consumer's general equilibrium theory and with money indirectly in the consumer's utility function, we derive a money demand function for the UMAC. In order to account for structural heterogeneities between Union Member States, we estimate the parameters of this function with DOLS method applied to cointegrated panel data. Our results show that the money demand function in the UMAC is consistent with *New Synthesis*, both in the short and the long term. In addition, we discuss the active and/or passive property of money in this area. Empirical evidence shows that these two properties of money are both valid in the UMAC. We then conclude that the Central Bank (BEAC) should also pay attention to monetary gap dynamics while conducting its monetary policy.

Key words : Money demand, structural heterogeneities, cointegration on pooled data, DOLS, FMOLS, active money, passive money.

JEL codes : C23, E41, E52.

* *Economiste, Statisticien.* Coordinateur du Pôle Méthodes Quantitatives et Numériques à la Direction de la Recherche

Courriel : mounkala@beac.int.

L'auteur remercie particulièrement **M. Aimé-Dominique BIDA-KOLIKA**, pour ses observations avisées, et **M. Justin BEM**, pour son aide dans la programmation des méthodes FMOLS et DOLS sur **R**. Il reste seul responsable des avis exprimés dans ce papier.

Sommaire

Résumé non-technique **3**

Introduction **5**

1 Revue succincte de la littérature sur quelques spécifications de fonctions de demande de monnaie **7**

2 Spécification du modèle théorique dans la CEMAC **10**

3 Approche économétrique **14**

3.1 Le modèle de base de panels dynamiques hétérogènes 16

3.2 La méthode DOLS 17

4 Implémentation de la méthodologie et résultats empiriques **17**

4.1 Tests de racine unitaire sur les variables d'analyse 18

4.2 Résultats des tests de cointégration 19

4.3 Résultats d'estimation des MCE sur panels dynamiques hétérogènes . . . 21

Conclusion **25**

Références **27**

Annexe **31**

Résumé non-technique

La stratégie de politique monétaire de la BEAC consacre une attention particulière à l'information fournie par l'évolution des agrégats de monnaie et de crédit, en plus de s'appuyer sur l'hypothèse de stabilité de la vitesse de circulation de la monnaie . En effet, la vitesse étant stable, les évolutions des agrégats monétaires constituent des indicateurs de l'évolution du niveau général des prix à long terme. De ce fait, pour la BEAC, la recherche de relations empiriques stables entre la monnaie et les prix éclairerait le fondement théorique de sa stratégie, comme le soulignent Dreger, Reimers & Roffia (2007) pour les nouveaux états membres de l'Union Européenne. Cette quête est d'autant plus justifiée que l'existence, par exemple, d'une demande de monnaie stable constitue la pierre de voûte dans la formulation et la conduite de la politique monétaire.

Sur la base de tout ce qui précède, et en s'appuyant sur le fait que le taux de bancarisation dans la CEMAC est encore très faible, ce qui limiterait la portée du canal du taux d'intérêt, l'auteur s'est engagé dans la détermination d'une fonction de demande de monnaie stable dans l'UMAC. Pour ce faire, partant de la théorie de l'équilibre général de la demande du consommateur avec introduction indirecte de la monnaie dans la fonction d'utilité ainsi que le propose Wickens (2010), l'auteur dérive une fonction de demande de monnaie théorique de forme implicite. La log-linéarisation de cette dernière au voisinage de l'état régulier lui permet d'aboutir à une fonction de demande de monnaie théorique de type keynésienne. En tenant compte de l'unicité de la politique monétaire de la BEAC dans les Etats membres de l'UMAC, et après une revue critique de la littérature sur les méthodes économétriques d'estimation des modèles théoriques, il est retenu la méthode des moindres carrés dynamiques sur panels hétérogènes cointégrés. Pour tester statistiquement l'hypothèse de cointégration, l'auteur recourt à une combinaison de tests suivant les méthodes de Pedroni (1999, 2004) et McCoskey & Kao (1998).

Les résultats d'estimation du modèle sur les données annuelles de la période 1972-2012 des Etats membres de la CEMAC , pour les séries de PIB réel, de l'indice des prix à la consommation, de la masse monétaire M2 et du TIAO (taux directeur de la BEAC), sont compatibles avec les conclusions théoriques. A court terme en effet, la demande de monnaie dans la CEMAC est de type keynésien, avec pour une variation d'un point de pourcentage du TIAO, (i) un impact négatif cumulé sur deux périodes très faible (-24 points de base) du taux d'intérêt, (ii) une réaction négative du taux d'inflation anticipée qui pousserait les agents à réduire leur demande d'encaisses réelles de 32 points de base, et (iii) une augmentation de 25 points de base de cette dernière demande en réponse à une amélioration des performances économiques au cours des deux dernières années.

A long terme par contre, la demande de monnaie dans la CEMAC est de type monétariste, avec des élasticités unitaires par rapport au revenu et au prix respectivement. Ce résultat confirme la validité de l'hypothèse de stabilité à long terme de la vitesse de circulation de la monnaie, telle qu'obtenue par Mounkala (2012). Au regard de ces résultats, la BEAC pourrait mener efficacement une politique monétaire commune à ses Etats membres, en tenant compte des hétérogénéités de la structure de leur économie, en exploitant plutôt les informations véhiculées par la courbe LM, dans la mesure où, du fait de la très faible bancarisation des économies, la transmission des impulsions monétaires via le taux directeur de la Banque centrale à l'activité et aux prix est encore très incertaine.

Dans une démarche d'ouverture pour des recherches futures, l'auteur soulève la question du caractère actif et/ou passif de la monnaie dans la CEMAC dans l'identification des mécanismes de transmission de la politique monétaire. Les résultats empiriques qu'il a obtenus sont compatibles avec chacun de ces deux caractères, et il en résulterait un écart monétaire (différence entre l'offre de monnaie du système bancaire et demande de monnaie exprimée par les agents économiques). Ce dernier devrait faire l'objet d'une analyse empirique plus fine, dans le cadre du renforcement du cadre analytique de la BEAC, pour voir s'il pourrait servir d'indicateur de position de la politique monétaire de la BEAC.

Introduction

La Banque des Etats de l'Afrique Centrale (BEAC) conduit la politique monétaire commune aux six Etats membres de l'Union Monétaire de l'Afrique Centrale (UMAC). Sa stratégie de politique monétaire assigne un rôle important au suivi de l'évolution des agrégats monétaires, pour réaliser son objectif final de *stabilité monétaire*. C'est le cas notamment avec la détermination des objectifs prévisionnels de refinancement du système bancaire en monnaie centrale, de manière compatible avec les prévisions de croissance, d'inflation et d'équilibre extérieur dans chaque Etat de sa zone d'émission. A ce titre, elle assume la validité à tout instant de la théorie quantitative de la monnaie dans cette zone.

Cependant, les premières tentatives de vérification de la validité de cette hypothèse porteraient à croire que la vitesse de circulation de la monnaie serait stable à long terme dans chacun des Etats membres de la CEMAC, mais n'y serait pas prédictible à court terme (Mounkala, 2012a). Sans ôter à l'approche de la BEAC sa pertinence, il n'est pas superflu que soit consacré du temps à la recherche de relation(s) empirique(s) stable(s) entre monnaie et prix dans l'UMAC. En effet, l'existence d'une relation bien spécifiée et stable entre monnaie et prix peut-être perçue comme un pré-requis pour l'utilisation des agrégats monétaires dans la conduite de la politique monétaire (Dreger, Reimers & Roffia, 2007). Pour Sriram (2001), une demande de monnaie stable constitue même la pierre angulaire dans la formulation et la conduite de la politique monétaire, notamment dans les pays en développement et à marché financier étroit.

Faudrait-il voir dans de telles études une tentative de réhabilitation des instruments directs (quantitatifs) dans la conduite de la politique monétaire de la BEAC ? A ce propos, depuis la réforme du système bancaire du début des années 1990 dans la CEMAC, la stratégie de la BEAC fait cohabiter des instruments direct et indirect, à savoir le taux d'intérêt des appels d'offres (TIAO), devenu depuis lors son principal taux directeur, et les objectifs de refinancement différenciés par pays. Or, le contexte et les caractéristiques hétérogènes des économies des Etats membres de l'UMAC tendent à limiter la portée des impulsions monétaires indirectes sur l'activité et les prix.

En ce qui concerne le contexte de la zone d'émission de la BEAC, il convient de relever fondamentalement que le taux de bancarisation est très faible dans chaque Etat membre et le marché financier est structurellement embryonnaire. Cet été de fait porterait à penser à l'existence d'une demande de monnaie pour motif de transaction très élevée. De plus, dans son système bancaire qui est surliquide depuis plus de 10 ans, la grande majorité des établissements de crédit n'intégrant pas toujours le TIAO dans la détermination des taux de base bancaire (TBB). Cette situation tend à résulter en un système bancaire

"hors Banque". Enfin, la non disponibilité de données historiques et actuelles fiables sur les conditions de banque et les concours à la clientèle, par type d'agents économiques et par secteur d'activités, ne permet pas encore de clarifier les mécanismes de transmission des impulsions monétaires à la sphère réelle et aux prix de façon convaincante.

Au titre des éléments contextuels de l'UMAC, sans toutefois prétendre à l'exhaustivité, il peut être évoqué l'incidence, sur la conduite de la politique monétaire, de l'arrimage du F CFA à l'euro via une parité fixe de 655.957 F CFA pour 1 euro. Depuis 1972, année de création de la BEAC, le F CFA était arrimé au franc français (FF) au taux de 50 F CFA pour 1 FF, puis, après la dévaluation de 1994, 100 F CFA pour 1 FF. L'UMAC est une zone monétaire dans laquelle un contrôle de change sur la mobilité des capitaux est en vigueur et qui a un régime de change fixe à ancrage nominal sur la monnaie unique européenne. Aussi, au regard du Triangle des incompatibilités de Mundell, il y existerait une certaine marge de manœuvre pour la conduite d'une politique monétaire. Cette dernière n'est toutefois pas autonome car, en tenant compte du différentiel d'inflation, le taux d'intérêt de la BEAC, banque centrale de petites économies ouvertes, ne peut pas durablement s'éloigner de celui de la Banque Centrale de sa zone d'ancrage - la BCE (Rapport Padoa-Schioppa, 1987, au moment de l'étude sur la faisabilité de la zone Euro).

A propos des autres caractéristiques de la CEMAC, il peut être souligné *(i)* la couverture géographique de cet espace qui s'étend de la frontière libyenne, dans le désert du Sahara, à la rive droite du fleuve Congo, en couvrant la Grande forêt Equatoriale du Bassin du Congo, *(ii)* les économies structurellement hétérogènes et peu diversifiées, dont quatre fondamentalement pétrolières (Congo, Gabon, Guinée Equatoriale et Tchad, où le pétrole représente plus de 70% de la production totale), et cinq, à l'exception du Cameroun, qui dépendent fortement de l'exploitation de minerais, de métaux et de pierres précieuses, *(iii)* un secteur informel très important dans tous les pays, et *(iv)* une situation de liquidité disparate entre les systèmes bancaires des Etats membres. Cette dernière hétérogénéité est prise en compte à la BEAC, à travers la fixation des coefficients des réserves obligatoires et des objectifs de refinancement différenciés en fonction de la situation de liquidité dans les Etats membres.

Enfin, dans la mesure où les cadres institutionnel et opérationnel de la politique monétaire de la BEAC ne sauraient encore s'accommoder de règles de politique monétaire de type "règles de Taylor"[1], d'une part, et compte tenu de tout ce qui précède, d'autre part, nous prenons le risque de nous positionner à contre-courant de l'orientation actuelle de la littérature économique qui plaide désormais en faveur de l'abandon de la courbe LM

1. Cf. Rapport Final du Groupe de travail sur la Réforme de la politique monétaire de la BEAC, à l'Hôtel Mont Fébé (Yaoundé), du 11 au 15 juillet 2011.

dans la conduite de la politique monétaire, notamment dans un cadre marqué par une abondance d'innovations financières. Cette dernière précision ne concernant pas encore la CEMAC, l'objectif de cette étude est de rechercher l'existence d'une fonction de demande de monnaie "bien-spécifiée et stable", tenant nécessairement compte des hétérogénéités structurelles des économies de l'UMAC, qui pourrait aider, un tant soit peu, à clarifier le cadre analytique de la politique monétaire de la BEAC dans sa zone d'émission.

La suite de ce papier passe en revue quelques études sur la spécification de fonctions de demande de monnaie, dans une première section, avant de présenter successivement dans deux sections, le cadre théorique de notre étude et la méthodologie économétrique que nous employons pour évaluer empiriquement le modèle théorique spécifié. La quatrième section rapporte les résultats d'estimation et commente ceux-ci. Les principaux enseignements et la conclusion de l'étude sont présentés dans la dernière section.

1 Revue succincte de la littérature sur quelques spécifications de fonctions de demande de monnaie

A l'instar de Lütkepohl & Wolters (1999), Sriram (2001) fait un *survey* de la littérature théorique, mais aussi empirique, sur la demande de monnaie. Celui-ci est particulièrement intéressant sur la théorie, car il permet de présenter succinctement les principales approches rencontrées dans l'explication éventuelle de la demande de monnaie exprimée par les agents économiques. De plus, il expose, de façon synoptique, un grand nombre de méthodologies appliquées au plan empirique à travers la littérature, notamment celles couvrant les expériences des pays en développement.

Ainsi, considérant que la monnaie n'est qu'un voile qui masque la réalité des échanges à l'équilibre néoclassique [2], les tenants de cette approche dérivent une relation de proportionnalité entre la quantité de monnaie et le niveau des prix, à partir de deux formulations alternatives équivalentes, avec d'une part l'équation des échanges de Fisher (1920), et d'autre part l'équation de Cambridge de Pigou (1917) et Marshall (1923). Cette relation de proportionnalité, qui n'est pas un modèle économique, n'a pas pour vocation de fournir une explication au comportement de demande de monnaie par les agents économiques.

2. L'équilibre néoclassique soutient que tous les marchés sont continûment équilibrés, du fait de la flexibilité des prix relatifs qui, en s'ajustant, permettent le maintien de cet état. De la sorte, l'économie est toujours à son niveau de plein-emploi, sauf cas exceptionnels liés à des perturbations réelles qui pourraient l'en écarter temporairement. Bien entendu, cette théorie a largement été critiquée. (Voir par exemple Greenwald & Stiglitz, 1987, pour un aperçu de certaines critiques).

Esquissant des tentatives de réponse à cette préoccupation, les économistes Néoclassiques reconnaissent un rôle de réserve de valeur à la monnaie, en plus de celui d'intermédiaire des échanges retenu par les Classiques. Partant de ces deux considérations, ils expliquent que tout en facilitant les transactions, plusieurs facteurs affecteraient la demande de monnaie comme réserve de valeur, dont l'incertitude liée aux évolutions futures des prix [3]. Cannan (1921) établit à ce propos une relation négative entre demande de monnaie et inflation anticipée. Ce courant de pensée est le premier à parler de demande de monnaie en termes d'encaisses réelles.

Dans ses travaux de 1930 et 1936, John Maynard Keynes est le premier économiste à véritablement jeter les bases d'une théorie formalisée de la demande de monnaie. En effet, il évoque trois motifs qui expliqueraient le comportement de demande de monnaie par les agents économiques, à savoir les *motifs de transaction* et de *précaution*, qui font dépendre ce comportement du niveau du revenu réel, et le *motif de spéculation*, pour lequel les agents conservent des encaisses réelles pour pouvoir saisir des opportunités de plus-value que leur permettrait l'achat d'obligations, en fonction des évolutions des taux d'intérêt qui rémunèrent celles-ci. C'est la *théorie de la préférence pour la liquidité*, qui fait dépendre négativement la demande de monnaie du coût d'opportunité de la détention de la liquidité, *c.à.d* les taux d'intérêt.

A la suite de Keynes, plusieurs autres approches ont formalisé les comportements de demande d'encaisses réelles des agents économiques, en partant de l'un ou l'autre des motifs évoqués par Keynes, et en postulant certaines hypothèses ou en imposant quelques restrictions. C'est le cas notamment de Baumol (1952) qui, considérant la monnaie comme intermédiaire des échanges, recourt aux modèles d'inventaires, pour spécifier la demande d'encaisses réelles des agents économiques, tout en supposant connu avec certitude le niveau des transactions.

Au total, même si Baumol parvient à une spécification d'une fonction de demande d'encaisses réelles compatible avec les déterminants identifiés par Keynes, à savoir le revenu réel et le taux d'intérêt, il ne parvient pas à fournir une explication convaincante à la détention de la monnaie, et Howitt (1992) relève l'inadéquation des restrictions imposées par Baumol sur l'intervalle et le timing entre deux transactions successives, par rapport à la réalité observée dans les comportements des agents.

3. Pour une synthèse des conclusions des Néoclassiques, voir Laidler (1993, p.53), cité par Sriram (1999).

Une approche de solution pour lever les insuffisances des modèles se fondant sur le motif de transaction a été les modèles avec contrainte *cash-in-advance* proposés par Clower (1967), et mieux formalisés par Lucas (1980), avec la prise en compte de microfondements, pour mieux caler le timing et la structure des transactions requis pour une formalisation satisfaisante de l'utilisation de la monnaie comme intermédiaire des échanges.

En partant des motifs de précaution et de spéculation, Tobin (1958) considère la monnaie comme une composante d'un portefeuille d'actifs financiers, puis mobilise les modèles de gestion de portefeuille pour spécifier une fonction de demande d'encaisses réelles, en supposant incertains les flux nets de revenus risqués rapportés par les autres actifs. Il trouve alors que la demande d'encaisses réelles dépendrait négativement des rendements attendus respectivement des autres actifs (actions et obligations) et de l'inflation anticipée, et positivement de la richesse réelle correspondant à une augmentation du volume du portefeuille. Plusieurs autres auteurs post-keynésiens, se fondant sur le motif de précaution, ont développé des approches différentes, à l'instar des modèles à générations imbriquées (Samuelson, 1958, Sargent & Wallace, 1982), qui considèrent incertaines les périodes de paiement et de perception de revenus. Toutefois, ils aboutissent aux mêmes conclusions keynésiennes [4] quant aux déterminants de la demande d'encaisses réelles, avec toutefois des amplitudes différentes. La principale critique faite aux modèles se fondant sur le motif de précaution, due à McCallum (1989), relève que ceux-ci ne parviennent pas à expliquer la tendance observée dans la persistance de la détention d'encaisses réelles par les agents alors qu'il existerait en même temps des actifs non risqués et liquides qui rapporteraient pourtant des rendements positifs. Il y a lieu de noter ici que les approches qui s'appuient sur la diversification des portefeuilles avec des actifs concurrents à la monnaie citées dans Sriram (1999) ne sont pas abordées en raison de la très faible diversification des instruments financiers dans la CEMAC.

Enfin, diverses alternatives développées par certains économistes post-keynésiens, parmi lesquels Friedman (1956), Barnett (1980) et Ljungqvist & Sargent (2004), qui s'affranchissent des motifs de la demande d'encaisses réelles, analysent plutôt cette dernière dans le cadre de la théorie générale du consommateur. En effet, depuis Lucas (1980), ce cadre repose sur des fondements microéconomiques solides et postule que les agents détiennent des biens, au nombre desquels la monnaie, parce qu'ils en retirent une certaine utilité. En nous fondant sur ce dernier postulat, nous retiendrons en ce qui concerne la CEMAC, une variante du modèle de Ljungqvist & Sargent (2004), présentée dans Wickens (2010).

4. Sriram (1999, p.12) cite Barro & Fisher (1976) et Cuthbertson & Barlow (1976) pour un résumé des travaux dans cet axe de recherche.

2 Spécification du modèle théorique dans la CEMAC

Dans le cadre de la théorie de l'équilibre général de la demande du consommateur, nous considérons deux types d'agents économiques, les ménages et les entreprises.

S'agissant des ménages, on considère un ménage représentatif qui répartit son temps entre trois activités, à savoir le travail (n_t), les loisirs (l_t) et les achats (s_t), de sorte que sa contrainte temporelle normalisée est :

$$n_t + l_t + s_t = 1 \tag{1}$$

A l'opposée de Ljungqvist & Sargent (2004), Wickens (2010) propose une variante sur le temps consacré aux achats (s_t), en le faisant dépendre de façon non linéaire du niveau de la consommation (c_t) et des encaisses monétaires (m_t) détenues par les ménages, selon la formulation suivante :

$$s_t = \psi \, \frac{c_t^{\alpha}}{m_t^{\delta}} \tag{2}$$

avec ψ, α, $\delta > 0$.

Dans la formulation (2) ci-dessus, différente toutefois de celle proposée par Ljungqvist et Sargent, qui retiennent plutôt les encaisses réelles prospectives (m_{t+1}) déflatées par le niveau général des prix courants, nous avons opté pour les encaisses réelles contemporaines (m_t), tel que le propose Wickens. Ce choix a été motivé par une réalité dans la CEMAC exposée fort à propos par Ondo Ossa (2002), selon laquelle l'inflation étant relativement faible dans la zone franc africaine, donc dans la CEMAC *a fortiori*, l'on ne devrait pas s'attendre à ce que les évolutions anticipées du niveau général des prix y soient un déterminant significatif de la demande de monnaie. Cette hypothèse sera testée à la lumière de nos résultats.

Nous considérons également qu'à chaque instant, le ménage représentatif retire une certaine utilité de sa consommation (c_t) et de ses loisirs (l_t), suivant la fonction d'utilité de type CES suivante :

$$\mathcal{U}\left(c_t,\ l_t\right) = \left[\chi \ c_t^{1-\sigma} + (1-\chi) \ l_t^{1-\sigma}\right]^{\frac{1}{1-\sigma}}, \qquad 0 < \chi < 1,\ \sigma > 0 \tag{3}$$

Les relations (1) − (3) caractérisent la modélisation de la monnaie dans la fonction d'utilité indirecte.

A chaque instant, le ménage représentatif fait face à la contrainte budgétaire suivante, exprimée en termes nominaux :

$$P_t c_t + \Delta M_{t+1} + \Delta B_{t+1} = P_t \omega_t n_t + R_t B_t \tag{4}$$

où ω_t est le taux horaire réel de rémunération du travail (n_t), B_t est la dépense totale en obligations effectuée en début de période $t-1$, R_t est le taux de rendement nominal des obligations, et $R_t B_t$ est le revenu des intérêts des obligations perçus en début de période contemporaine, t.

Nous considérons à chaque instant que le logarithme des encaisses réelles (M_t/P_t) est positif ; ce qui dans la CEMAC, n'est pas une hypothèse invraisemblable, compte tenu du faible niveau d'inflation qui y est observé.

Ainsi, en termes réels, la contrainte budgétaire déflatée par le niveau général des prix courants (P_t) s'écrit :

$$(1+\pi_{t+1})\, b_{t+1} + (1+\pi_{t+1})\, m_{t+1} + c_t = \omega_t n_t + m_t + (1+R_t)\, b_t \tag{5}$$

où $\dfrac{X_t}{P_t} \equiv x_t$ et $\dfrac{\Delta P_{t+1}}{P_t} = \pi_{t+1}$ désigne le taux d'inflation à la période $t+1$.
Sur la base de tout ce qui précède, le ménage représentatif maximise son utilité intertemporelle, par la résolution du programme d'optimisation dynamique suivant :

$$\max_{\substack{\{c_t, l_t, n_t, m_t, b_t\} \\ n_t + l_t + s_t = 1 \\ s_t = S(c_t, m_t) = \psi c_t^{\alpha} m_t^{-\delta} \\ (1+\pi_{t+1}) b_{t+1} + (1+\pi_{t+1}) m_{t+1} + c_t = \omega_t n_t + m_t + (1+R_t) b_t}} \sum_{j=0}^{\infty} \beta^j \mathcal{U}\left(c_{t+j}, l_{t+j}\right) \tag{6}$$

avec $\beta > 0$, le taux de préférence temporelle, et ψ un paramètre positif. Dans la suite, $S_C(\cdot) > 0$ et $S_m(\cdot) > 0$ désigneront les dérivées partielles de $S(\cdot,\cdot)$ par rapport à l'argument en indice respectivement.

La résolution algébrique de ce problème d'optimisation dynamique par la méthode du Lagrangien permet d'obtenir, à partir des conditions d'optimalité du 1er ordre par rapport à $c_{t+j},\ l_{t+j},\ n_{t+j},\ b_{t+j}$ et m_{t+j} respectivement, avec $j \geq 0$, l'équation suivante [5] :

$$R_{t+j}\ \frac{\mathcal{U}_c\left(c_{t+j}, l_{t+j}\right)}{\mathcal{U}_l\left(c_{t+j}, l_{t+j}\right)} = R_{t+j}\ S_c\left(c_{t+j}, m_{t+j}\right) - S_m\left(c_{t+j}, m_{t+j}\right), \qquad j \geq 0 \tag{7}$$

5. Voir les détails algébriques dans Wickens (2010, chapitre 8, pp. 218-221).

En tenant compte de (1) et (2), il vient après calcul des dérivées partielles et manipulations algébriques, la forme implicite suivante de cette équation :

$$\frac{\chi}{1-\chi}\ R_{t+j}\ \frac{l_{t+j}^{\sigma}}{c_{t+j}^{\sigma}} = \psi\ \frac{c_{t+j}^{\alpha}}{m_{t+j}^{\delta}}\left(\alpha\ \frac{R_{t+j}}{c_{t+j}} + \frac{\delta}{m_{t+j}}\right) \tag{8}$$

Pour boucler enfin l'équilibre du consommateur, nous examinons le comportement des entreprises. Nous considérons pour ce faire que la fonction de production des entreprises est de type Cobb-Douglas, et s'écrit sous la forme d'intensité capitalistique suivante :

$$y_t = f\left(k_t\right) = \kappa\ k_t^{\eta}, \qquad 0 < \eta < 1 \tag{9}$$

où, k_t et y_t désignent respectivement, par unité de travail, le stock de capital et le revenu réel. La condition de maximisation du profit par les entreprises fournit alors l'expression suivante du taux de rémunération du travail (ω_t) :

$$\frac{\omega_t}{r_t} = \frac{1-\eta}{\eta}\ k_t \tag{10}$$

Du côté des producteurs, nous retenons, en termes de productivité du facteur travail, l'hypothèse d'existence d'une relation non linéaire entre production réelle (y_t) et population active (n_t), de la forme :

$$y_t = \varsigma\ n_t^{\theta}, \qquad 0 < \theta < 1 \tag{11}$$

Pour finir, en tenant compte de la faible diversification de la base productive des économies de la CEMAC, nous considérons que celles-ci sont essentiellement tirées par la demande, de telle sorte que, sans perte de généralité, nous pouvons retenir dans une optique keynésienne, la relation de proportionnalité suivante :

$$c_t = \nu\ y_t, \qquad 0 < \nu < 1 \tag{12}$$

A partir des relations (8) à (10), nous dérivons pour $j = 0$, la forme implicite de la demande d'encaisses réelles comme suit :

$$\frac{\chi}{1-\chi}\ \frac{R_t}{y_t^{\sigma}}\ \left[1 - \frac{1}{\varsigma^{\frac{1}{\theta}}}\ y_t^{\frac{1}{\theta}} - \psi\ \nu^{\alpha}\ \frac{y_t^{\alpha}}{m_t^{\delta}}\right]^{\sigma} = \psi\ \nu^{\alpha}\ \frac{y_t^{\alpha}}{m_t^{\delta}}\left[\frac{\alpha}{\nu}\ \frac{R_t}{y_t} + \frac{\delta}{m_t}\right] \tag{13}$$

La log-linéarisation de cette dernière équation au voisinage de l'état régulier (permanent) permet d'aboutir à la relation suivante :

$$\tilde{m}_t \simeq \frac{\Gamma}{\Psi}\ \tilde{y}_t - \frac{\Theta}{\Psi}\ \tilde{R}_t \tag{14}$$

Les expressions des fonctions de paramètres dans (14) sont fournies dans la note en bas de page [6].

Comme $\tilde{m}_t$ désigne les encaisses réelles en déviation par rapport à l'état régulier de long terme, (14) peut être réécrite explicitement telle que :

$$m_t - p_t - \bar{m} + \bar{p} \simeq \frac{\Gamma}{\Psi} y_t - \frac{\Gamma}{\Psi} \bar{y} - \frac{\Theta}{\Psi} R_t + \frac{\Theta}{\Psi} \bar{R}$$

auquel cas, en posant

$$\nu \equiv \bar{m} - \bar{p} - \frac{\Gamma}{\Psi} \bar{y} + \frac{\Theta}{\Psi} \bar{R},$$

le terme constant, la relation précédente s'écrit :

$$m_t - p_t \simeq \nu + \frac{\Gamma}{\Psi} y_t - \frac{\Theta}{\Psi} R_t \tag{15}$$

Afin d'estimer ce modèle sur panel dynamique de pays hétérogènes, (15) peut être légèrement modifiée en tenant compte de la possibilité d'existence d'éventuels effets spécifiques individuels liés à chaque pays, $\vartheta_i,\ i = 1, \ldots, N$. De plus, l'égalité n'étant pas parfaite du fait de l'approximation précédente au voisinage de l'état régulier dont les déviations peuvent se faire en excès ou en défaut, mais de moyenne nulle, un terme idiosyncratique peut y être ajouté, en sorte que le modèle s'écrive :

$$m_{it} - p_{it} = \nu + \vartheta_i + \gamma y_{it} - \theta R_{it} + \varepsilon_{it} \tag{16}$$

Dans la mesure où la politique monétaire est commune à tous les individus du panel, le taux directeur de la banque centrale est indépendant de i, tel que $R_{it} = R_t,\ \forall i = 1, \ldots, N$. Par ailleurs, pour être en mesure de tester l'existence d'une demande d'encaisses réelles dans la CEMAC, et en l'absence d'un taux d'intérêt explicite sur le coût réellement facturé par les établissements de crédit à leur clientèle, nous estimerons le modèle général suivant, en supposons, faute de mieux qu'il existe une relation linéaire entre ce taux effectif et le taux directeur de la Banque centrale :

$$m_{it} = \nu + \vartheta_i + \lambda p_{it} + \gamma y_{it} - \theta R_t + \varepsilon_{it} \tag{17}$$

6. Les fonctions de paramètres sont $\Gamma = \bar{s}\ \nu \left[B + \alpha \left(B + D + \sigma\ \frac{A}{\bar{l}} \right) \right] + \sigma A \left(\nu + \frac{1}{\theta}\ \frac{\bar{n}}{\bar{l}} \right) > 0$, $\Theta = A - \bar{s}\ B \leq 0$ (de préférence) et $\Psi = \bar{s} \left[D + \delta \left(B + D + \sigma\ \frac{A}{\bar{l}} \right) \right] > 0$, avec les grandeurs surmontées d'une barre, les valeurs des variables correspondantes à l'état régulier, et $A = \frac{\chi}{1-\chi}\ \frac{\bar{R}\ \bar{l}}{\nu\ \bar{y}}$; $B = \frac{\alpha}{\nu}\ \frac{\bar{R}}{\bar{y}}$; $\quad D = \frac{\delta}{\bar{m}}$ et $\bar{s} = \psi\ \nu^{\alpha}\ \frac{\bar{y}^{\alpha}}{\bar{m}^{\delta}}$.

dans lequel le non rejet de l'hypothèse nulle $H_0 : \ \lambda = 1$, conduirait à cette conclusion, si de plus, θ est non significativement non nul ; les paramètres $\nu,\ \vartheta_i,\ \gamma$ étant tous positifs ou nuls.

3 Approche économétrique

A propos de l'estimation des paramètres structurels de (14), en l'absence de données d'enquêtes sur les comportements des ménages et des entreprises, il ne nous est pas possible de procéder à un calibrage pour obtenir des approximations plausibles de toutes les fonctions de paramètres. En parcourant la littérature empirique sur les techniques d'estimation des fonctions de demande de monnaie en union monétaire toutefois, nous retenons au mieux trois approches. La première, de Kontolemis (2002), utilise un modèle vectoriel à correction d'erreurs (VECM) sur données agrégées de la zone Euro prise dans son ensemble, à l'instar de Koulet-Vickot (2002) pour la CEMAC. Cette approche ne saurait correspondre à notre environnement, dans lequel pour une meilleure conduite de la politique monétaire par la BEAC, nous souhaiterions tenir compte des hétérogénéités structurelles entre les Etats membres de l'UMAC.

La deuxième approche, implémentée par Ondo Ossa (2002) sur la Zone Franc Africaine dans son ensemble, mais aussi sur les zones d'émission de la BCEAO [7] et de la BEAC respectivement, recourt à l'utilisation de modèles instantanés à erreurs composées sur données de panel, avec correction autorégressive du terme d'erreur. Cette dernière correction est effectuée pour blanchir les résidus d'estimation d'une éventuelle endogénéité dans les régresseurs de la fonction de demande de monnaie. Néanmoins, il convient de souligner que le caractère instantané de sa spécification occulte principalement la dimension transitoire mise en évidence dans notre modèle théorique, tout en laissant de côté la recherche d'une racine unitaire dans les variables retenues, s'exposant ainsi au risque de mise en œuvre d'une régression fallacieuse. Ces insuffisances constituant des limites certaines, cette deuxième approche ne saurait non plus convenir à nos préoccupations.

La troisième approche, imputable à Dreger, Reimers & Roffia (2007), estime, dans le cadre de 10 nouveaux pays [8] membres de l'Union Européenne, les coefficients de long terme d'une fonction de demande de monnaie sur données trimestrielles de la période 1995q1 - 2004q2 à partir des méthodes de cointégration sur données de panel hétérogène. Elle emploie notamment les méthodes des moindres carrés ordinaires dynamiques (DOLS),

7. Banque Centrale des Etats de l'Afrique de l'Ouest.

8. Chypre, Estonie, Hongrie, Lettonie, Lithuanie, Malte, Pologne, République Tchèque, Slovaquie et Slovénie.

développées par Saïkkonen (1991) et les estimateurs pleinement modifiés (FMOLS) de Phillips (1995) et Pedroni (2001). Carrera (2012) utilise la même approche pour estimer avec succès une fonction de demande de monnaie de long terme de type keynésien dans 15 pays d'Amérique Latine.

A défaut de fournir des estimateurs des fonctions de paramètres structurels, cette dernière approche en panels dynamiques cointégrés est celle qui se rapproche le mieux de nos préoccupations. En effet, l'approche en panels dynamiques cointégrés et hétérogènes nous permet d'une part, de prendre en compte les deux dimensions transitoire et régulière évoquées *supra*, et d'autre part, de mieux cadrer avec la nécessité de l'unicité de la politique monétaire de la BEAC, dans un environnement idiosyncrasique hétérogène. Enfin, ce choix présente également l'avantage de s'affranchir *a priori* de la distinction entre monnaie passive et monnaie active évoquée par Ondo Ossa (2002), et de la tester *a posteriori*, en fonction de la significativité statistique des fonctions des paramètres estimés comme de simples scalaires.

S'agissant de la troisième approche ci-dessus décrite, à défaut d'utiliser conjointement les méthodes FMOLS et DOLS, Kao & Chiang (2000) procèdent plutôt à une évaluation comparative de la précision de leur estimateur respectif sur petits échantillons pour l'estimation des relations de cointégration sur données de panels aussi bien homogènes qu'hétérogènes. Ils aboutissent à la conclusion de la supériorité de l'estimateur DOLS sur l'estimateur FMOLS. Ainsi, en rapport avec tout ce qui précède, nous estimerons la formulation générale suivante au moyen de la méthode DOLS sur panels dynamiques hétérogènes, où l'hypothèse nulle d'absence de relation de cointégration sera au préalable testée à l'aide de l'approche de Pedroni (1999, 2004), et celle alternative d'existence de relation de cointégration, par la méthode de McCoskey & Kao (1998) [9] :

$$m_{it} = \upsilon + \vartheta_i + \gamma\ y_{it} + \lambda\ p_{it} - \phi\ R_t + \varepsilon_{it} \tag{18}$$

où les lettres en minuscules désignent les logarithmes respectivement de la masse monétaire M2 (m), du PIB réel (y) et du niveau général des prix (p), pour chaque Etat membre i de la CEMAC ; (R) désigne le TIAO de la BEAC, donc une variable commune à ses Etats membres ; υ est le terme constant commum ; ϑ_i est l'effet spécifique propre à l'Etat i, pour tenir compte de l'hétérogénéité entre pays ; ε_{it} est le terme d'erreur stationnaire et de matrice de covariance asymptotique Ω_i ; et λ, γ et ϕ sont des paramètres scalaires mesurant les effets de chaque variable explicative sur la demande d'encaisses.

9. Pour de plus amples informations sur les méthodes de cointégration sur données de panel se reporter à Hurlin, C. & V. Mignon (2006), "Une synthèse des Tests de Cointégration sur Données de Panel," *Note de cours*, disponible à l'adresse `http://www.univ-orleans.fr/deg/masters/ESA/CH/cointegration_v5.pdf`, consultée le 29 janvier 2013.

3.1 Le modèle de base de panels dynamiques hétérogènes

Pedroni (2000) considère un modèle de régression sur panels dynamiques hétérogènes de la forme :

$$z_{it} = \alpha_{0i} + \alpha_{1i}\, t + \lambda_t + x'_{it}\, \beta + u_{it}\ , \qquad i = 1, \ldots, N; \quad t = 1, \ldots, T \tag{19}$$

$$x_{it} = x_{it-1} + \varepsilon_{it} \tag{20}$$

où z_{it} est une 1×1 variable endogène intégrée d'ordre 1, $(I(1))$; x_{it} est un $k \times 1$ vecteur de régresseurs $I(1)$ non cointégrés entre eux ; $\{u_{it}\}$ est un 1×1 processus stationnaire représentant une perturbation, et $\{\varepsilon_{it}\}$ est un $k \times 1$ vecteur d'erreurs stationnaires, $iid\,(0, \Sigma_{i\varepsilon})$.

Saïkkonen (1991) montre que le processus $\{u_{it}\}$ dans (16) peut être réécrit sous la forme

$$u_{it} = \sum_{j=-\infty}^{\infty} c_{ij}\varepsilon_{it+j} + \nu_{it}, \quad \text{pour tout } i, \text{ avec } \sum_{j=-\infty}^{\infty} ||c_{ij}|| < \infty$$

où $\{\nu_{it}\}$ est un processus stationnaire de moyenne nulle et décorrelé temporellement avec $\{\varepsilon_{it}\}$.

Soit $\omega_{it} = (u_{it},\ \varepsilon'_{it})'$, le vecteur des innovations, tel que : $\omega_{it} = \Pi_i\,(L)\,\varepsilon_{it} = \sum_{j=0}^{\infty} \Pi_{ij}\varepsilon_{it-j}$, $i = 1, \ldots, N$,
avec $\sum_{j=0}^{\infty} j^a ||\Pi_{ij}|| < \infty$ et $|\Pi_i(1)| \neq 0,\ \forall\ a > 1$. Les expressions des matrices de covariance de long terme (Ω_i), de court terme (Σ_i) et inconditionnelle (Γ_i) du vecteur ω_{it} sont données à l'annexe A.

L'estimateur des moindres carrés ordinaires des paramètres du modèle (16) est :

$$\hat{\beta}_{OLS} = \left[\sum_{i=1}^{N}\sum_{t=1}^{T} (x_{it} - \bar{x}_i)\,(x_{it} - \bar{x}_i)'\right]^{-1} \left[\sum_{i=1}^{N}\sum_{t=1}^{T} (x_{it} - \bar{x}_i)\,(z_{it} - \bar{z}_i)\right] \tag{21}$$

A l'aide des estimateurs des MCO des paramètres scalaires et de la matrice de variance-covariance du terme d'erreur, on définit les transformations suivantes des variables du modèle :

$x^*_{it} = \hat{\Omega}^{-1/2}_{i\varepsilon}\ x_{it}\,;\qquad z^*_{it} = \hat{\Omega}^{-1/2}_{iu.\varepsilon}\ \hat{z}^{++}_{it}\,;$

$\hat{z}^{++}_{it} = z_{it} - \hat{\Omega}_{iu\varepsilon}\ \hat{\Omega}^{-1}_{i\varepsilon}\ \Delta x_{it} - \hat{\Omega}^{1/2}_{iu.\varepsilon}\ \left[\hat{\Omega}^{-1/2}_{iu.\varepsilon}\ x'_{it} - \left(\hat{\Omega}^{-1/2}_{i\varepsilon} x_{it}\right)'\right] \hat{\beta}_{OLS}.$

où $\hat{\Omega}_{i\varepsilon}$ et $\hat{\Omega}_{iu.\varepsilon}$ sont des estimateurs efficaces de $\Omega_{i\varepsilon}$ et $\Omega_{iu.\varepsilon} = \Omega_{iu} - \Omega_{iu\varepsilon}\ \Omega^{-1}_{i\varepsilon}\ \Omega_{i\varepsilon u}$ respectivement.

3.2 La méthode DOLS

A partir des notations exposées ci-dessus, l'estimateur DOLS du vecteur de paramètres β dans le modèle de cointégration sur panels hétérogènes, (16), noté $\hat{\beta}^*_D$, est obtenu à partir des MCO sur le modèle de régression transformé suivant :

$$z^*_{it} = \alpha_{0i} + \alpha_{1i}\ t + x^*_{it}\ \beta + \sum_{j=-q_i}^{q_i} c_{ij} \Delta x^*_{it+j} + \dot{\nu}^*_{it} \tag{22}$$

où $\dot{\nu}^*_{it} = \nu_{it} + \sum_{j>q_i} c_{ij}\ \varepsilon_{it+j}$. Hurlin & Mignon (2006) soulignent que dans la pratique, la valeur du paramètre de troncature q_i donnant le nombre de retards et avances dans l'estimateur DOLS est relativement faible. Il convient de relever que les deux estimateurs $\hat{\beta}^*_{FM}$ et $\hat{\beta}^*_D$ ont la même distribution asymptotique pour des valeurs graduelles de T et N grandes. Aussi, pour les tests d'hypothèses nulles sur les paramètres, de la forme, $H_0 :\ R\ \beta_l = r,\ $ pour $l = \{FM, D\}$, la statistique de Wald est :

$$W^*_l = \frac{1}{6}\left(R\ \hat{\beta}^*_l - R\right)' [R\ R']^{-1} \left(R\ \hat{\beta}^*_l - R\right) \xrightarrow[T\to\infty;\ N\to\infty]{\text{loi}} \chi^2(m)$$

4 Implémentation de la méthodologie et résultats empiriques

Les données nécessaires aux évaluations empiriques et à l'implémentation de la méthodologie décrite précédemment sont issues principalement de deux sources, avec d'une part, la base de données de la Banque mondiale (WDI), consultable en ligne à l'adresse [10] `http://data.worldbank.org/country`, et d'autre part, du fichier de la Programmation Monétaire de la BEAC.

Pour la période d'analyse que nous avons retenue, à savoir, 1972-2012, les données annuelles ont été collectées à partir de la source WDI jusqu'en 2009, et ont été complétées en variations jusqu'en 2012 à partir de la base de la BEAC. Plus précisément, les séries par pays de la masse monétaire M2, du taux d'intérêt des appels d'offres (ancien taux d'escompte, jusqu'en 1994), du PIB réel et de l'indice des prix à la consommation des ménages, que nous avons reconstituées sont respectivement identifiées par les codes suivants dans la base WDI : **FM.LBL.MQMY.CN ; FR.INDR.DPST ; NY.GDP.MKTP.KD** et **FP.CPI.TOTL**.

10. La page `http://data.worldbank.org/country` a été consultée le 28 janvier 2013, pour la collecte des données.

S'agissant des données manquantes des indices des prix à la consommation des ménages avant 1975 voire 1978, dans la mesure où en termes d'évolutions temporelles, l'IPC et le déflateur du PIB donnent un même aperçu tendanciel (Mankiw, 1999, chap.2, p.39), nous avons utilisé la série disponible du taux d'inflation calculé à partir de la variation annuelle du déflateur du PIB (**NY.GDP.DEFL.KD.ZG**, dans le WDI) pour reconstituer un *proxy* desdites données de l'IPC.

Il convient de relever que pour la CEMAC, nous n'avons retenu que cinq pays sur six aux fins d'analyse. En effet, pour la Guinée Equatoriale, seul pays non retenu, les statistiques ne sont pas disponibles de 1972 à 1984, cette dernière correspondant à l'année où ce pays a rejoint le Cameroun, la République Centrafricaine, le Congo, le Gabon et le Tchad, au sein de la BEAC. Au total donc, nous travaillons sur un panel rigoureusement équilibré de cinq pays, dans la dimension individuelle, et 41 observations (1972-2012), dans la dimension temporelle.

4.1 Tests de racine unitaire sur les variables d'analyse

Dans la mesure où notre cadre méthodologique tient compte de l'existence éventuelle des hétérogénéités structurelles entre individus de notre échantillon, nous implémentons les tests de racine unitaire de deuxième génération, de Im, Pesaran & Shin - IPS (2003) et Choi (2001), qui spécifient la prise en compte des hétérogénéités sous l'hypothèse alternative d'absence de racine unitaire. Nous avons complété ces deux tests par le test de stationnarité de Hadri (2000), dont l'hypothèse alternative consiste plutôt en la présence d'une racine unitaire.

Table 1 – Résultats des tests de racine unitaire sur la CEMAC (1972-2012)

	LogM2		**TIAO**		**LogIPC**		**LogPIBR**	
Var.niveau	*Stat.*	$P-val.$	*Stat.*	$P-val.$	*Stat.*	$P-val.$	*Stat.*	$P-val.$
IPS	1.7894	0.9632	0.8538	0.8034	-3.4638	0.0003	3.0948	0.9990
Perron)	10.6294	0.3871	3.8214	0.9550	33.9091	0.0002	9.4454	0.4904
Hadri	11.5911	0.0000	2.4407	0.0073	11.7189	0.0000	10.9429	0.0000
Var.diff.	*Stat.*	$P-val.$	*Stat.*	$P-val.$	*Stat.*	$P-val.$	*Stat.*	$P-val.$
IPS	-7.3724	0.0000	-12.0080	0.0000	-	-	-9.4227	0.0000
Perron	99.6580	0.0000	178.9465	0.0000	-	-	103.0457	0.0000
Hadri	1.4784	0.0697	5.2088	0.0000	4.26.4	0.0000	0.7839	0.0000

Source : Estimations de l'auteur avec STATA 12.1.

A la lecture des résultats de la table 1 ci-dessus, les probabilités de rejeter à tort l'hypothèse nulle de racine unitaire sur les variables en niveau sont supérieures à 5% pour les variables $LogM2$, $TIAO$ et $LogPIBR$, pour les tests IPS et Fisher-type, tandis que ces probabilités sont quasiment nulles lorsque les mêmes tests sont implémentés sur leurs différences premières. Cela nous amène à conclure que ces trois séries sont affectées d'une racine unitaire, ou en d'autres termes, elles sont intégrées d'ordre 1 ($I(1)$). Ce résultat est d'ailleurs confirmé par le test de Hadri, qui conduit au rejet de l'hypothèse nulle de stationnarité au profit de l'hypothèse alternative de racine unitaire.

Pour la série $LogIPC$ en revanche, les tests IPS et Fisher-type conduisent au rejet de l'hypothèse nulle de racine unitaire, tandis que le test de stationnarité de Hadri conduit au rejet de l'hypothèse de stationnarité, pour l'alternative de racine unitaire. Dans la mesure où cette situation *a priori* ambigüe pourrait être liée à la prise en compte d'une éventuelle hétérogénéité sous H_1 dans les tests de racine unitaire, nous avons procédé au test de racine unitaire de Levin-Lin-Chu (2002), qui retient plutôt une homogénéité du panel sous l'hypothèse alternative. Les résultats obtenus indiquent une statistique de test ajustée (avec correction non paramétrique à la Newey-West) de -1.3928 et une probabilité critique de 8.18%. Ce qui conduit au non rejet de l'hypothèse nulle de racine unitaire. Par conséquent, nous retenons au seuil critique de 5% que la série $LogIPC$ est intégrée d'ordre un ($I(1)$). En définitive, toutes nos variables d'intérêt sont $I(1)$, ce qui nous amène à tester l'existence de relations de cointégration entre ces variables.

4.2 Résultats des tests de cointégration

Pour la détection d'éventuelles relations de cointégration entre nos $k = 4$ variables d'intérêt, dans le panel constitué de $N = 5$ Etats membres de la CEMAC, sur la période $1972 - 2012$, nous utilisons le test de cointégration multiple de Groen & Kleibergen (2003). Ce test [11], qui est le pendant sur données de panel du test de Johansen sur séries chronologiques, se base sur l'utilisation des statistiques du ratio de vraisemblance de modèles vectoriels à correction d'erreur individuels, pour détecter des vecteurs cointégrants homogènes et hétérogènes, en testant séquentiellement l'hypothèse nulle d'existence de r relations cointégrantes, contre l'hypothèse alternative de k relations cointégrantes, $r = 0,\ 1, \ldots,\ k - 1$.

La table 2 ci-dessous reprend succinctement les principaux résultats de ce test pour la statistique de Fisher associée à la valeur propre maximale.

11. Pour de plus amples éclaircissements sur le principe de ce test et davantage de détails, se reporter par exemple à Hurlin & Mignon (2006).

Table 2 – Résultats des tests de cointégration multiple sur la CEMAC (1972-2012)

Johansen Fisher Panel Cointegration Test			
Series : LM2 LIPC TIAO LPIBR			
Included observations : 205			
Trend assumption : No deterministic trend (restricted constant)			
Lags interval (in first differences) : 1 2			
Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)			
Hypothesized No. of CE(s)		*Fisher Stat.** (from max-eigen test)	Prob.crit.
	None	42.62	0.0000
	At most 1	13.99	0.1735
	At most 2	14.70	0.1433
	At most 3	12.81	0.2345
** Probabilities are computed using asymptotic Chi-square distribution.*			
Individual cross section results			
Cross Section		*Fisher Stat.** (from max-eigen test)	Prob.crit.
Hypothesis of no cointegration			
Cameroun	1	45.3335	0.0002
Rép. Centrafricaine	2	22.7344	0.2335
Congo	3	37.4563	0.0056
Gabon	4	34.8896	0.0068
Tchad	5	20.4245	0.3804
Hypothesis of at most 1 cointegration relationship			
Cameroun	1	13.7690	0.4833
Rép. Centrafricaine	2	19.7238	0.1101
Congo	3	19.6146	0.1137
Gabon	4	16.9257	0.2375
Tchad	5	12.1711	0.6380
	**MacKinnon-Haug-Michelis (1999)	p-value	

Source : Estimations de l'auteur sous EVIEWS 7.

A la lumière des résultats des tests séquentiels consignés dans la table 2, l'hypothèse nulle d'absence de relation de cointégration pour le panel est rejetée, au profit de l'hypothèse alternative d'existence d'au moins une relation de cointégration dans le panel, la probabilité critique correspondante étant inférieure à 10^{-4}. De même, au niveau des Etats membres, les variables d'analyse exhiberaient une relation de cointégration au Cameroun, au Congo et au Gabon, alors que cette dernière n'existerait pas en République Centrafricaine et au Tchad, deux pays enclavés à l'histoire politique assez tumultueuse sur la période sous revue.

Toutefois, dans la mesure où nous nous intéressons à la conduite de la politique monétaire commune dans la CEMAC considérée dans sa globalité, il ne sera pas accordé davantage d'attention aux spécificités de chaque Etat membre dans la suite de notre analyse.

4.3 Résultats d'estimation des MCE sur panels dynamiques hétérogènes

En rapport avec la supériorité de l'estimateur DOLS par rapport à l'estimateur FMOLS dans la correction du biais de lestimateur OLS, tel que le stipulent Kao & Chiang, nous présentons les résultats d'estimation de la fonction de demande de monnaie de long terme à partir de ces trois méthodes dans le tableau ci-dessous.

Les résultats d'estimation de la fonction de demande de monnaie de long terme des agents économiques de la CEMAC, à partir de la méthode DOLS appliquée à un panel hétérogène cointégré, montrent que celle-ci, plutôt stable compte tenu de la robustesse de la méthode utilisée, est de type "monétariste". En effet, si le taux d'intérêt des appels d'offres de la BEAC (TIAO) n'a aucune influence [12] à long terme sur la demande d'encaisses, au seuil de confiance de 5% dans la CEMAC, les élasticités prix (0.933) et revenu (1.107) de la demande d'encaisses ne sont pas significativement différentes de l'unité. Ce résultat, qui va dans le même sens que les conclusions de la *Nouvelle Synthèse*, corrobore également la vérification de l'hypothèse de stabilité à long terme de la vitesse de circulation de la monnaie dans cet espace communautaire, telle que rapportée dans chaque Etat membre par Mounkala (2012a).

Table 3 – Résultats d'estimation des paramètres du modèle de cointégration

Oneway (individual) effect Within Model
Balanced Panel : $n = 5$ $T = 41$ $N = 205$
Endogenous variable : $Log(M2)_{it}$

Fonction de demande de monnaie de long-terme par la méthode DOLS (a)					
Variable	Estimate	*Std. Error*	$t - value$	$Pr(>\|t\|)$	
$TIAO_{it}$	0.043121	0.025507	1.6906	0.092806	.
$Log(IPC)_{it}$	0.933317	0.032822	28.4355	<2.2e-16	$***$
$Log(PIBR)_{it}$	1.107296	0.060702	18.2416	<2.2e-16	$***$
Adj. $R^2 = 0.87637$	$F - statistic = 620.948$ on 15 and 165 DF				

Note : (a) 2 lags and 2 leads are used for the DOLS estimator.
$***$ paramètre fortement significatif.

Source : Estimations de l'auteur sur R. Le code est disponible à la demande auprès de l'auteur.

12. Au seuil de confiance de 10%, seuil relativement "lâche" par contre, le TIAO influencerait plutôt positivement la demande d'encaisses, avec une sémi-élasticité de 0.043. Ce résultat plutôt contraire à la théorie keynésienne, serait imputable à l'importance de la finance informelle dans la CEMAC, où le taux de bancarisation ne dépasse pas 3%. Pour plus de détails sur la finance informelle et son incidence sur la demande d'encaisses voir par exemple Mvondo (2011), Chandavakar (1988), Eboué (1988) et Tchamanbe Djine & Tamba (1995).

Sur la question pertinente de la distinction entre "monnaie active" et "monnaie passive" à l'œuvre dans la CEMAC, il convient de relever avec Laidler (1999) que les termes "actif" et "passif" ne sont pas synonymes d'exogénéité et d'endogénéité, mais sont plutôt utiles pour l'identification des mécanismes de transmission de la politique monétaire. Ainsi, pour Laidler, la monnaie serait "passive" si la transmission des impulsions de politique monétaire se fait par le truchement des taux d'intérêt, alors qu'elle serait "active" à travers les effets directs des encaisses excédentaires sur la dépense. Il ressort donc de cette distinction, la nécessité d'analyser la fonction de demande d'encaisse de la CEMAC aussi bien à long terme qu'à court terme.

La table 4 ci-dessous présente les résultats complémentaires de l'estimation de cette fonction à court terme par la méthode DOLS.

Table 4 – Résultats d'estimation de la fonction de demande de monnaie de la CEMAC

Oneway (individual) effect Within Model

Balanced Panel : $n = 5$ $T = 37$ $N = 185$

Long-run Money Demand : $\mathbf{Log(M2)_{it} = Log(IPC)_{it} + Log(PIBr)_{it} + \varepsilon_{it}}$

Short-run dynamic obtained by DOLS estimation					
Variable	Estimate	*Std. Error*	$t - value$	$Pr(>\|t\|)$	
$\Delta TIAO_{it-1}$	-0.749981	0.084444	-8.8815	1.078e-15	$***$
$\Delta TIAO_{it-2}$	0.506869	0.083381	6.0789	8.122e-09	$***$
$\Delta Log(IPC)_{it+1}$	-0.318096	0.105565	-3.0133	0.002992	$**$
$\Delta Log(PIBr)_{it-1}$	0.610904	0.117092	5.2173	5.388e-07	$***$
$\Delta Log(PIBr)_{it-2}$	-0.356149	0.114698	-3.1051	0.002239	$**$
$\Delta Log(PIBr)_{it+1}$	0.239984	0.119018	2.0164	0.045384	$*$
Adj. $R^2 = 0.87637$	$F - statistic = 620.948$ on 15 and 165 DF				

Le nombre d'astérisques désigne le degré de significativité des paramètres.

Source : Estimations de l'auteur sur R. Le code est disponible à la demande auprès de l'auteur.

L'examen des résultats à court terme met en exergue quelques faits stylisés de la demande de monnaie de la CEMAC, toutes choses étant égales par ailleurs. *(1)* les variations du TIAO retardées d'une période influencent négativement la demande de monnaie à court terme, avec une sémi-élasticité de -0.75. De plus, le TIAO présente une certaine inertie, avec ses variations retardées de deux périodes dont l'influence sur la demande d'encaisses est plutôt positive, mais l'impact cumulé du TIAO jusqu'à la période courante reste négatif [13], de l'ordre de -24 points de base. *(2)* L'anticipation à la période $t + 1$ d'une

13. Ce résultat va dans le même sens que celui obtenu par Mounkala (2012b), dans le cas de l'éconmie gabonaise face à la France.

variation positive d'un point de pourcentage du niveau général des prix conduit les agents économiques de la CEMAC à réduire leur demande d'encaisses de 32 points de base à la période courante, t. Ce résultat contredit celui trouvé par Ondo Ossa (2002) sur la Zone Franc africaine. *(3)* Les agents économiques de la CEMAC augmentent leur demande d'encaisses de 24 points de base lorsqu'ils anticipent une augmentation d'un point de pourcentage du PIB réel dans la Sous-région. *(4)* L'impact cumulé des variations du PIB réel au cours des périodes $t-2$ et $t-1$ est positif, de l'ordre de 25 points de base sur la demande d'encaisses par les agents économiques de la CEMAC. Au total, la fonction de demande de monnaie des agents économiques de la Zone d'émission de la BEAC, estimée sur panels hétérogènes cointégrées, met bien en évidence les conclusions de la Nouvelle Synthèse, aussi bien à court terme, selon une optique keynésienne, qu'à long terme suivant l'approche Néoclassique.

Sur la base de ces résultats conformes à la théorie économique contemporaine, d'une part, et compte tenu de la stabilité de la fonction de demande de monnaie estimée dans la CEMAC, d'autre part, l'agrégat de monnaie $M2$ constituerait un indicateur utile pour l'orientation de la politique monétaire de la BEAC. Toutefois, comme le souligne Laidler (1999), cet agrégat ne jouerait aucun rôle causal vu son mode de détermination fonction du taux d'intérêt à court terme. Dans ces conditions, la conception d'une "monnaie passive" à l'œuvre dans la CEMAC serait une "bonne" approximation de la réalité.

Au regard des pratiques actuellement en cours à la BEAC en matière de création monétaire, ce résultat mérite quelque peu d'être nuancé, car comme le relève Laidler (1999), les faits stylisées mis en évidence à court terme par notre fonction de demande de monnaie estimée peuvent aussi être générés par une monnaie nominale entièrement exogène. En effet, la surliquidité du système bancaire de la CEMAC, les opérations sur le Marché Monétaire, essentiellement entre la Banque Centrale et les établissements de crédit ne dépendent pas fondamentalement du taux directeur, ces derniers sollicitant davantage des placements auprès de l'Institut d'Emission que des refinancements. La BEAC, au regard de son compte d'exploitation, est confrontée à des capacités d'absorption limitée pour accepter la totalité des placements soumis par les établissements de crédit. De la sorte, l'offre de monnaie à la BEAC pourrait être considérée comme étant fortement exogène.

En nous référant aux résultats de Mounkala (2012a, 2012c), la monnaie exercerait une influence sensible, aussi bien à court qu'à long terme sur le niveau général des prix et sur le revenu réel dans les Etats membres de la CEMAC, et *a fortiori* sur la dépense. Suivant ces considérations, il peut être retenu que l'agrégat $M2$ jouerait plutôt un rôle causal, ce qui *in fine* militerait plutôt pour une "monnaie active" dans cette zone, pour la transmission des impulsions monétaires.

Au total, nos résultats empiriques semblent aussi bien compatibles avec l'assignation d'un rôle purement passif à la monnaie qu'avec celle d'un rôle purement actif, mais aussi avec une relation jouant dans les deux sens entre la monnaie et l'économie. Cette constatation peut laisser perplexe de prime abord en matière de conduite de la politique monétaire. Néanmoins, dans la mesure où cette dernière devrait agir à la marge et dans un seul sens, un compromis opérationnel pour l'appréciation des impulsions monétaires à l'économie pourrait consister à utiliser l'*écart monétaire*. Celui-ci peut être défini comme la différence entre la "monnaie active", *i.e.* l'offre exogène de monnaie, déterminée sur le Marché Monétaire et les statistiques monétaires, et la "monnaie passive", *i.e.* l'agrégat $M2$ calculé de manière endogène à partir des valeurs retardées, courantes et prospectives du TIAO, de l'IPC et du PIB réel, en utilisant le modèle estimé ci-dessus.

Dans la pratique, en admettant que les banques ne sont pas frileuses pour faire du crédit, un écart monétaire positif signifierait une offre de monnaie excédentaire qui, à court terme pourrait accompagner la croissance économique, mais résulterait intégralement en une hausse du niveau général des prix à long terme. Inversement, un écart monétaire négatif correspondrait à une offre insuffisante de monnaie par rapport à la demande exprimée par les agents économiques. Au cas où la vitesse de circulation de la monnaie ne serait pas sensible à court terme d'une part, et compte tenu de la rigidité des prix à cette dimension temporelle d'autre part, il pourrait en résulter un ralentissement de l'activité économique. La persistance de cet écart négatif résulterait à long terme en une récession.

A la lumière de ce qui précède, une attention particulière devrait donc être portée à l'analyse de l'écart monétaire dans la CEMAC. Pour ce faire, la fonction de demande de monnaie estimée sur panels hétérogènes cointégrés et l'écart monétaire incident viendraient enrichir le cadre analytique actuel de la politique monétaire de la BEAC. Cette approche présente en effet l'avantage d'éclairer la conduite de la politique monétaire commune dans l'UMAC, tout en tenant compte des hétérogénéités structurelles de ses Etats membres.

Conclusion

L'objectif de cette étude était de rechercher une fonction de demande de monnaie correctement spécifiée et tenant compte des hétérogénéités structurelles des économies de l'UMAC, fonction qui aiderait à clarifier le cadre analytique de la politique monétaire commune de la BEAC dans cette zone. Pour ce faire, après une revue de la littérature théorique sur les fonctions de demande de monnaie, nous avons retenu une variante de l'approche proposée par Ljungqvist & Sargent (2004), qui s'inscrit dans le cadre de la théorie de l'équilibre général du consommateur. Ce cadre, qui permet de s'affranchir des motifs de détention de la monnaie, postule plutôt que celle-ci est demandée parce que les agents en retirent une utilité certaine. Ainsi, en introduisant de façon indirecte la monnaie dans la fonction d'utilité du consommateur, nous avons dérivé une formulation théorique générale qui décrirait la demande de monnaie des agents de la CEMAC. L'implémentation de la méthode des moindres carrés dynamiques (DOLS) sur données de panels hétérogènes équilibrés et cointégrés a permis d'estimer empiriquement la fonction de demande spécifiée dans ce papier, en prenant notamment les données annuelles des Etats membres de la CEMAC (hormis la Guinée Equatoriale), sur la période $1972-2012$.

Compte tenu de la robustesse de la méthode d'estimation utilisée, les résultats obtenus peuvent être considérés comme stables. Ceux-ci mettent en évidence une fonction de demande de monnaie de type monétariste à long terme, avec respectivement des élasticités prix et revenu unitaires et une sémi-élasticité intérêt de la demande de monnaie nulle. A court terme en revanche, la fonction de demande de monnaie estimée décrit bien les conclusions de la Nouvelle Synthèse, avec en effet une variation d'un point de base du taux d'intérêt (le TIAO en l'occurrence) dont l'impact cumulé sur deux périodes est négatif de l'ordre de 24 points de base, et une augmentation du taux d'inflation anticipée d'une période qui pousserait les agents à réduire leur demande d'encaisses courantes de 32 points de base. Enfin, lorsque les performances économiques de la CEMAC au cours des deux dernières années sont positives, les agents économiques tendent à augmenter leur demande courante d'encaisses de 25 points de base.

Afin de mieux clarifier l'utilisation de ces résultats dans la formulation et la conduite de la politique monétaire commune de la BEAC, nous nous sommes interrogé sur le caractère "actif" ou "passif" de la monnaie dans l'UMAC. A cette fin, en procédant à un examen attentif de ces deux concepts au regard des résultants obtenus, il est ressorti que l'assignation d'un rôle purement *actif* ou purement *passif* à la monnaie est compatible à la réalité économique observée dans la CEMAC. Dans cet espace, la monnaie influencerait les dépenses des agents économiques (rôle actif) et serait aussi sensible aux modifications du TIAO (rôle passif). En accord avec Laidler (1999), nous avons également admis la

possibilité d'une relation qui jouerait dans les deux sens entre la monnaie et l'activité. C'est ainsi que face à cette ambivalence du rôle de la monnaie dans la CEMAC, un compromis opérationnel pour la BEAC dans la formulation de sa politique monétaire consisterait à accorder une attention particulière à l'écart monétaire, *i.e.* la différence entre son offre de monnaie et la demande d'encaisses des agents.

En définitive, avec la fonction de demande de monnaie que nous avons spécifiée dans la CEMAC, la politique monétaire commune de la BEAC pourrait être menée dans un cadre unifiée tenant effectivement compte des hétérogénéités structurelles entre les économies des Etats membres de l'UMAC. Toutefois, afin d'enrichir davantage le cadre analytique de la politique monétaire de la BEAC, des recherches futures sur *(i)* l'estimation d'une fonction d'offre de monnaie, et partant de l'écart monétaire, et *(ii)* la détermination d'un niveau optimal du TIAO qui minimiserait l'écart monétaire étant donné l'ancrage nominal du F CFA à l'euro, entre autres, devraient être menées. De plus, au cas où des données microéconomiques seraient disponibles sur une période statistiquement suffisante, il sera intéressant d'estimer un modèle d'équilibre général intertemporel stochastique (MEGIS ou DSGE) pour contourner la difficulté rencontrée dans notre étude où, à défaut de ce type de données, nous avons été amené à estimer des fonctions scalaires de paramètres. De la sorte, les analyses des mécanismes de transmission des impulsions monétaires, mais aussi de propagation des chocs seraient mieux documentés.

Références

[1] Barnett W.A. [1990] "Developments in Monetary Aggregates : An Application of Index Number and Aggregation Theory," *Journal of Econometrics*, Vol. 14, No. 1, pp. 11-48, Summer.

[2] Barro R.J. & S. Fisher [1976] "Recent Developments in Monetary Theory," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 2, No. 2, pp. 133-67, April.

[3] Baumol W.J. [1952], "The Transaction Demand for Cash : An Inventory Theoretic Approach," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 66(4), pp. 545-556.

[4] Cannan E. [1921] "The Application of the Theoretical Apparatus of Supply and Demand to Units of Currency," *The Economic Journal*, Vol. 31, No. 124, December.

[5] Carrera C. [2012] "Long-Run Money Demand in Latin-American Countries : A Nonstationary Panel Data Approach," *Working Papers 2012-016*, Banco Central de Reserva del Perú.

[6] Chandavakar A.G. [1988] "The role of informal credit markets," in *Support of micro businessmen in developing countries*, Washington, june.

[7] Clower R.W. [1967] "A Reconsideration of the Microfoundations of Monetary Theory," *Western Economic Journal*, Vol. 6, pp. 1-9, December.

[8] Choi I. [2001] "Unit Root Tests for Panel Data," *Journal of International Money and Finance*, 20, pp. 249-72.

[9] Cuthbertson K. [1988] "The Demand for M1 : A Forward Looking Buffer Stock Model," *Oxford Economic Papers*, Vol. 40, No. 1, pp. 110-31, March.

[10] Dreger C., Reimers H.-E. & Roffia B. [2007], "Long-Run Money Demand in the New EU Member States with Exchange Rate Effects," *Eastern European Economics*, M.E. Sharpe, Inc., vol. 45(2), pp. 75-94, April.

[11] Eboué C. [1988] "Epargne informelle et développement en Afrique," *Mondes en développement*, tome 16, N° 62-63, pp.35-64.

[12] Fisher I. [1920], *The Purchasing Power of Money : its Determination and Relation to Credit Interest and Crises*, assisted by H.G. Brown, The MacMillan Company, New & Revised Edition, New York.

[13] Friedman M. "The Quantity Theory of Money - A Restatement," in *Studies in the Quantity Theory of Money*, ed. by Milton Friedman (Chicago : University of Chicago Press).

[14] Greenwald B. & J.E. Stiglitz [1987], "Keynesian, New Keynesian and New Classical Economics," *Oxford Economic Papers*, Oxford University Press, Vol. 39(1), pp. 119-33, March.

[15] Groen J.J.J. & F. Kleibergen [2003] "Likelihood-based cointegration analysis in panels of vector error correction models," *Journal of Business and Economic Statistics*, 21(2), pp.295-318.

[16] Hadri K. [2000] "Testing for stationarity in heterogeneous panel data," *The Econometrics Journal*, Royal Economic Society, Vol. 3(2), pp.295-318.

[17] Howitt P. [1992] "Cash-in-Advance Economy," in *The New Palgrave Dictionary of Money & Finance : Volume 1*, ed. by Peter Newman, Murray Milgate, and John Eatwell (London : The Macmillan Press Limited) pp. 318-20.

[18] Hurlin C. & V. Mignon [2006] "Une synthèse des Tests de Cointégration sur Données de Panel," *Note de cours*, Université d'Orléans.

[19] Im K.S., M.H. Pesaran & Y. Shin [2003] "Testing for unit roots in heterogeneous panels," *Journal of Econometrics*, 115, pp.53-74.

[20] Kao C. & M.H. Chiang [2000] "On the estimation and inference of a cointegrated regression in panel data," *Advances in Econometrics*, 15, edited by B. Baltagi & C. Kao, pp. 179-222, Elsevier Science.

[21] Kao C. & M.-H. Chiang [2000], "On the Estimation and Inference of a Cointegrated regression in Panel Data," *Nonstationary Panels, Panel Cointegration and Dynamic Panels*, Vol. 15, pp. 179-222.

[22] Kontolemis Z.G. [2002] "Money Demand in the Euro Area : Where Do We Stand (Today) ?," *IMF Working Papers 02/185*, International Monetary Fund.

[23] Koulet-Vickot M. [2002] "Analyse d'une relation cointégrante de demande de monnaie de la CEMAC," *NER n° 2 BEAC*, Novembre.

[24] Laidler D.E.W. [1993] *The Demand for Money : Theories, Evidence and Problems*, New York, NY : HarperCollins College Publishers, 4th edition.

[25] Laidler D.E.W. [1999] "La monnaie comme variable passive ou active et la politique monétaire", *Revue de la Banque du Canada*, pp. 17-29, Eté.

[26] Levin A., C.F. Lin & J. Chu [2002] "Unit root tests in panel data : Asymptotic and finite sample properties," *Journal of Econometrics*, 108, pp. 1-24.

[27] Lütkepohl H. & J. Wolters [1999], *Money Demand in Europe*, Physica-Verlag Heidelberg, New York.

[28] Lucas R.E. Jr [1980] "Equilibrium in a Pure Currency Economy," *Economic Inquiry*, Vol. 18, No. 2, pp. 203-20, April.

[29] Ljungqvist L. & T.J. Sargent [2004] *Recursive Macroeconomic Theory*, 2nd ed., Cambridge, USA : MIT Press.

[30] Mankiw G.N. [1999] *Macroéconomie*, Ouvertures Economiques, Prémisses, 3ème édition, traduction de la 5ème édition américaine par Houard J., de boeck.

[31] Marshall A. [1923] *Money Credit & Commerce*, Macmillan & Co, London, First Edition.

[32] McCallum B.T. [1989] *Monetary Economics : Theory and Policy*, New York : Macmillan Publishing Company.

[33] McCoskey S. & C. Kao [1998] "A residual-based test of the null of cointegration in panel data," *Econometric Reviews, Taylor and Francis Journals*, Vol. 17(1), pp. 57-84.

[34] Mounkala E.U.H. [2012a], "Dynamique de la vitesse de circulation de la monnaie dans la CEMAC," *BEAC Working Paper* (forthcoming), Version révisée, Janvier.

[35] Mounkala E.U.H. [2012b], *Politique monétaire et croissance : une évaluation sur l'économie gabonaise face à la France*, Editions Universitaires Européennes.

[36] Mounkala E.U.H. [2012c], "Monnaie, Inflation et Croissance au Cameroun : Quel(s) sens de causalité ?" *manuscrit*, Version révisée, Juillet.

[37] Mvondo E.T. [2011] *L'hypothèse de neutralité monétaire : une application à la Zone Franc*, Thèse pour le Doctorat en Sciences Economiques, soutenue publiquement le 24 novembre 2011 sous la direction du Pr Chicot Eboué, Université de Nancy 2.

[38] Ondo Ossa A. [2002], "La demande de monnaie dans les pays de la zone franc africaine," *Economie & Gestion*, Vol. 3(1), Janvier-Juin, pp. 3-31.

[39] Padoa-Schioppa T. [1987], *Efficiency, stability, and equity. A strategy for the evolution of the economic system of the European community : a report*, Oxford University Press, New York.

[40] Pedroni P. [1999] "Critical Values for Cointegration Tests in Heterogeneous Panels with Multiple Regressors," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 61, No. 4, pp. 653-670.

[41] Phillips P.C.B. [1995] "Fully Modified Least Squares and Vector Autoregression," *Econometrica*, 63, pp. 1023-78.

[42] Pedroni P. [2000] "Fully Modified OLS for Heterogeneous Cointegrated Panels," *Advances in Econometrics*, Vol. 15, pp. 93-130.

[43] Pedroni P. [2001] "Purchasing Power Parity Tests in Cointegrated Panels," *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 83, No. 4, pp. 727-731.

[44] Pedroni P. [2001] "Panel Cointegration : Asymptotic and Finite Sample Properties of Pooled Time Series Tests with an Application to the PPP Hypothesis," *Econometric Theory*, Vol. 20, No. 3, pp. 597-627.

[45] Pigou A.C. [1917], "The Value of Money," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 32(1), pp. 38-65.

[46] Saikkonen P. [1991] "Asymptotically Efficient Estimation of Cointegration Regressions," *Econometric Theory*, Cambridge University Press, vol. 7(01), pp. 1-21, March.

[47] Samuelson P. [1958] "An Exact Consumption Loan Model of Interest With or Without the Social Contrivance of Money," *Journal of Political Economy*, Vol. 66, No. 6, pp. 467-82, December.

[48] Sargent T. & N. Wallace [1982] "The Real-Bills Doctrine versus the Quantity Theory : A Reconsideration," *Journal of Political Economy*, Vol. 90, No. 6, pp. 1212-36, December.

[49] Sriram S.S. [2001], "A Survey of Recent Empirical Money Demand Studies," *IMF Staff Papers*, Vol. 47(3), pp. 334-65.

[50] Tchamanbé Djiné L. & I. Tamba [1995] "De la crise à la réforme des institutions bancaires africaines : l'expérience du Cameroun," *Revue Tiers-Monde*, tome XXXVI, N° 144, pp. 813-35, octobre-décembre. (htt://www.persee.fr/web/revues/home/prescript/article/tiers_0040-7356_1995_num_36_144_5002)

[51] Tobin J. [1958] "Liquidity Preference as Behavior Towards Risk," *The Review of Economic Studies*, Vol. 25, No. 67, pp. 65-86, February.

[52] Wickens M. [2010] *Analyse macroéconomique approfondie : Une approche par l'équilibre général dynamique*, Traduction de la 1ère édition américaine par Sangnier M., M. Sy & H. Tabarraei, Ouvertures Economiques, Editions De Boeck Université.

Annexe

La matrice de covariance de long terme, Ω_i, du processus $\{w_{it}\}$, avec $w_{it} = \begin{pmatrix} u_{it} \\ \varepsilon_{it} \end{pmatrix}$, est définie par :

$$\Omega_i = \sum_{j=-\infty}^{\infty} E\left(\omega_{ij}\omega_{i0}'\right) = \Pi_i(1)\ \Sigma_{i\varepsilon}\ \Pi_i(1)' = \Sigma_i + \Gamma_i + \Gamma_i' = \begin{bmatrix} \Omega_{iu} & \Omega_{iu\varepsilon} \\ \Omega_{i\varepsilon u} & \Omega_{i\varepsilon} \end{bmatrix}$$

La matrice de covariance de court terme, Σ_i, du processus $\{w_{it}\}$, est définie par :

$$\Sigma_i = \sum_{j=1}^{\infty} E\left(\omega_{i0}\omega_{i0}'\right) = \begin{bmatrix} \Sigma_{iu} & \Sigma_{iu\varepsilon} \\ \Sigma_{i\varepsilon u} & \Sigma_{i\varepsilon} \end{bmatrix}$$

La matrice de covariance inconditionnelle, Γ_i, du processus $\{w_{it}\}$, est définie par :

$$\Gamma_i = \sum_{j=1}^{\infty} E\left(\omega_{ij}\omega_{i0}'\right) = \begin{bmatrix} \Gamma_{iu} & \Gamma_{iu\varepsilon} \\ \Gamma_{i\varepsilon u} & \Gamma_{i\varepsilon} \end{bmatrix}$$

Aux fins de facilitation des écritures, il est défini la matrice Δ_i telle que :

$$\Delta_i = \Sigma_i + \Gamma_i = \sum_{j=0}^{\infty} E\left(\omega_{ij}\omega_{i0}'\right) = \begin{bmatrix} \Delta_{iu} & \Delta_{iu\varepsilon} \\ \Delta_{i\varepsilon u} & \Delta_{i\varepsilon} \end{bmatrix}.$$