

EFFET DE L'INNOVATION FINANCIERE SUR LA STABILITE DE LA DEMANDE DE MONNAIE AU CAMEROUN : UNE APPROCHE PAR LE MODELE ARDL

Résumé

Cet article évalue la relation entre la demande de monnaie et l'innovation financière au Cameroun sur la période 1990 :1 à 2013 :4 en utilisant l'approche ARDL combinée avec les tests de CUSUM et CUSUMQ. Les résultats montrent qu'il existe une relation de long terme entre le PIB, l'inflation, le taux d'intérêt et l'innovation financière. Les résultats révèlent aussi que l'innovation financière affecte positivement et non significativement la demande de monnaie tant à long terme qu'à court terme mais l'élasticité de court terme est supérieure à l'élasticité de long terme. De plus la relation de cointégration est quelque peu stable avec le test de CUSUM mais pas avec le test de CUSUMQ.

Mots clés : demande de monnaie, innovation financière, ARDL, Cameroun.

Lumlouisa@yahoo.com

Abstract

This paper examines the relationship between money demand and financial innovation in Cameroon during the period of 1990 : to 2013 :4, using the ARDL approach combined with CUSUM and CUSUMQ tests. The results show that there exist a long run relationship between M2, GDP, interest rate, inflation and financial innovation. The results also reveal that financial innovation insignificant affect positively de money demand in the long run as well as in the short run but elasticity in the short run is higher than the elasticity in the lon run.

Key Words : Money Demand, Financial Innovation, ARDL, Cameroon.

Introduction

L'usage des moyens électroniques pour les règlements des transactions est un phénomène remarquable aujourd'hui et nouveau dans plusieurs pays. De ce fait, leur utilisation croissante ces dernières années, conteste la prédominance du rôle de la liquidité dans les règlements

(BRI, 1996). Le développement de ces nouveaux moyens de paiements électroniques est rendu possible d'une part par l'émergence des technologies de l'information et de la communication (TIC) dans la mesure où elles participent à la création des nouveaux services et d'autre part par l'évolution des besoins des consommateurs pour d'autres instruments financiers face à une économie mondiale devenant de plus en plus numérique.

Ces innovations financières modifient objectivement la fiabilité des agrégats monétaires et aussi l'efficacité de la politique monétaire (Hye, 2009) dans la mesure où, elles sont considérées comme un choc qui a des effets permanents sur la demande de monnaie analogue au choc de productivité dans la fonction de production (Arrau et al., 1995). L'innovation financière déstabilise la demande de monnaie (De Boissieu, 1983 ; Aglietta et Scialom, 2002 ; Ghalem, 2011). Or, la banque centrale arrive à influencer la politique macroéconomique que si elle contrôle pleinement la demande de monnaie. Le succès de cette politique dépend fortement de la stabilité de la relation entre la demande de monnaie et ses déterminants. Vu ainsi, l'impact de l'innovation financière sur la demande de monnaie, a longtemps fait l'objet de plusieurs études partout dans le monde (Milbourne, 1986 ; Akinlo, 2006 ; Taylor, 2007 ; Hye, 2009).

Au Cameroun, l'émergence des innovations financières remonte juste après la période post restructuration bancaire avec l'apparition des nouveaux produits et services bancaires. Parmi ces derniers, il s'est davantage développé des nouveaux produits visant à la dématérialisation des moyens de paiement. En occurrence, on peut citer les cartes bancaires dont le taux de diffusion est de 56,4% des clients des neuf banques monétiques sur les treize que compte le système bancaire camerounais, les paiements électroniques des factures, la banque internet (Citi Bank, Afriland First Bank, Bicec, Ecobank¹), les transferts électroniques des fonds qui sont considérés comme la révolution des systèmes bancaires des pays en développement (Hamdi, 2010) et la banque par téléphone. Cependant, bien que ces innovations améliorent l'efficacité du système financier par la réduction des coûts de transaction, l'augmentation de la liquidité, une meilleure allocation des ressources (Merton, 1992) et que ces bénéficiaires profitent à toutes les parties du secteur financier et à l'accroissement du bien être des ménages (Zeti, 2005), leur impact sur la demande de monnaie reste peu connu dans la CEMAC¹ en général et au Cameroun en particulier. Cette étude tente de combler ce déficit pour le cas du Cameroun. En effet, dans la zone, le Cameroun dispose du système financier le plus

¹ La Communauté Economique des Etats de l'Afrique centrale (CEMAC) regroupe six pays à savoir le Cameroun, la Centrafrique, le Congo, le Gabon, la Guinée Equatoriale et le Tchad.

dynamique et sa masse monétaire représente 36,1% de celle de la zone (CNC, 2010). Bien que la croissance économique du Cameroun ces dernières années soit remarquable, le Cameroun est toujours considéré comme un pays sous développé avec un marché financier qui demeure sous développé.

Par conséquent le recours au modèle Autorégressif à retards échelonnés (ARDL) développé par Pesaran et al., (2001) dans cette évaluation, permet de fournir des informations à court terme qui sont orchestrées par la relation d'équilibre à long terme. Il permet aussi de faire des prévisions sur l'évolution de la demande de monnaie et en conséquence sert comme outil d'orientation de la politique monétaire en favorisant le développement des innovations financières de manière à dynamiser davantage l'économie de la sous-région et à accroître dans le même temps le taux de bancarisation qui demeure parmi les plus faibles dans le monde (Banque Mondiale, 2008). Le choix de ce modèle repose sur le fait qu'il prend en compte l'existence des progrès technologiques, des facteurs psychologiques (les habitudes) à travers les décalages temporels.

L'objectif de ce papier est d'évaluer l'effet de l'innovation financière sur la demande de monnaie au Cameroun. Pour atteindre cet objectif, la section 2 revient sur les récents développements du système financier au Cameroun, la section 3 présente la méthodologie de l'étude, la section 3 présente les résultats empiriques en les interprétations et la section 5 conclut.

1. Quelques faits stylisés du développement du secteur bancaire

La crise bancaire qui a émaillé le système bancaire des pays de l'Afrique Centrale dans les années 1980, la plongé dans une tourmente caractérisée par une mauvaise qualité des services financiers, le non-respect des normes prudentielles, une faible profondeur financière et donc, a donné lieu à de nombreuses faillites bancaires. Des douze banques en activité en 1989, seules deux étaient saines, trois ont été liquidées et les autres ont été fusionnées (Tchakounte et Bitu, 2009). La restructuration financière qui a consacré la libéralisation financière, a permis d'inverser la tendance en apportant une réponse à l'ensemble des dysfonctionnements qu'a connus le secteur bancaire. Elle s'est positionnée comme un palliatif à cette crise qui a fait basculer tout le système bancaire (Avom et Eyeffa, 2007). Le regain de confiance vis-à-vis du secteur bancaire dans les années 90, est à mettre à l'actif de l'aboutissement des réformes engagées, et principalement à la mise en place du marché monétaire dans la zone (Tchakounte et Bitu, 2009). Les dépôts à vue ont enregistré une augmentation de 30% entre 1998 et 1990 ;

et ceux à termes ont accru de 17% sur la même période (Joseph, 2000). La mise en place du marché monétaire a consacré l'instauration de la programmation monétaire dans l'optique d'un contrôle optimal de la liquidité bancaire. Pour y parvenir, la Banque des États de l'Afrique Centrale (BEAC) intègre dans la prévision de la masse monétaire au sens large, la perspective de croissance économique, l'évolution des prix à la consommation et des soldes budgétaires publics et enfin l'évolution de la balance des transactions courantes et des anticipations des disponibilités des banques (CNC, 2010).

Bien qu'en 1995 on ait enregistré une chute de 16% des dépôts à vue et 12% des dépôts à termes due à la dévaluation, la restructuration bancaire a été porteuse de bénéfices. Et comme le montre la figure 1, le secteur bancaire s'est considérablement développé et de plus en plus rentable. Les figures 1 et 2 ci-dessous présentent l'évolution du nombre de banques et de celle du produit net bancaire pour le Cameroun sur la période 2000-2013.

Fig. 1 : Evolution des banques

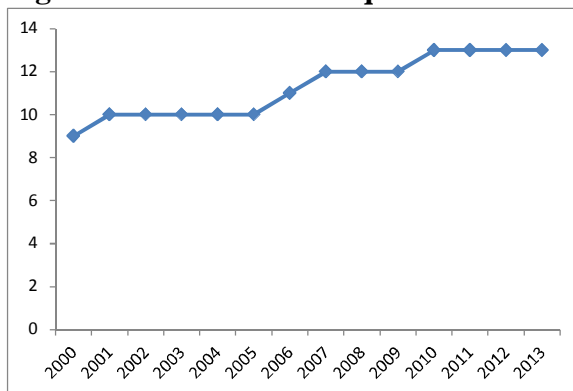
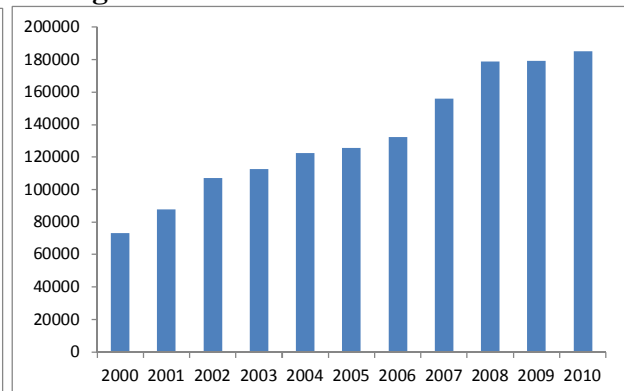


Fig. 2 : Evolution du Produit net bancaire

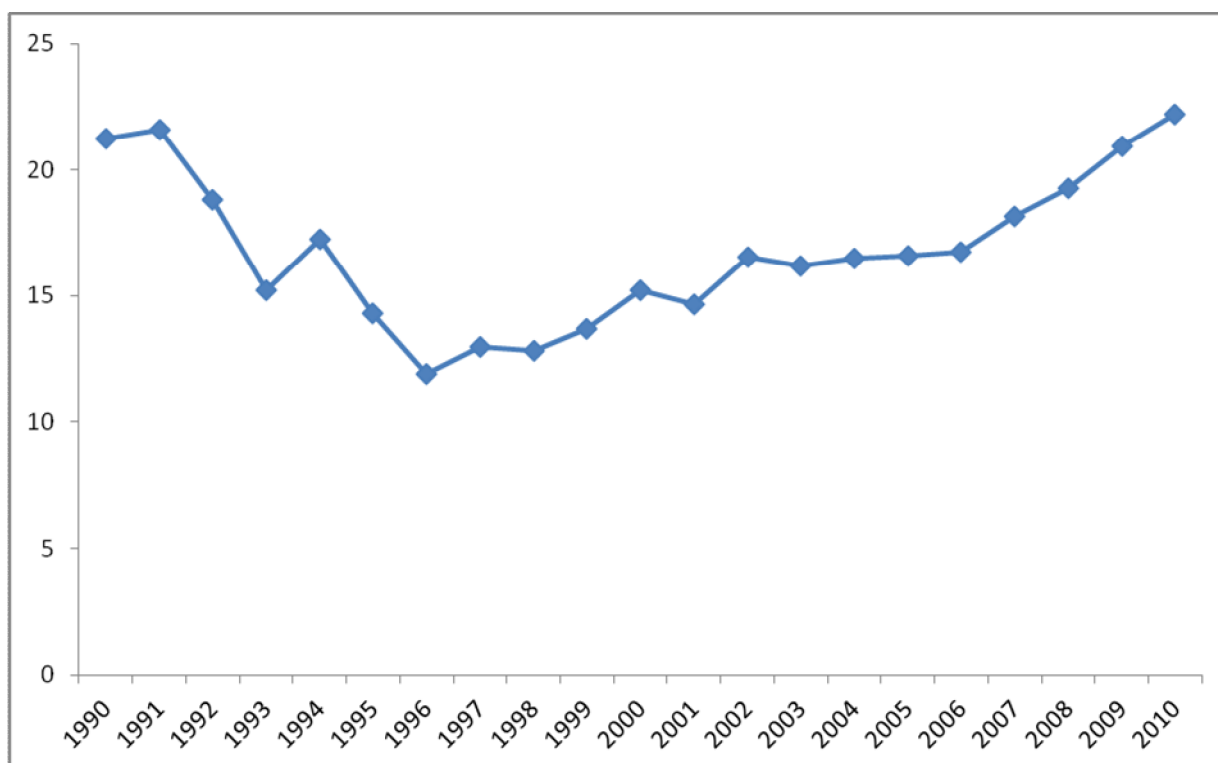


Source : CNC (2013)

Dans l'ensemble, il apparaît que le nombre de banques s'est accru année après année passant de 2 banques saines en 1990, 8 banques en 2000 à 13 banques en 2014. Le produit net bancaire enregistre un accroissement considérable avec un taux d'augmentation de 60,42% entre 2000 et 2010. Il faut souligner que les établissements de microfinance ont tout aussi connu une croissance remarquable. Aujourd'hui, ils jouent un important rôle dans l'accroissement de la profondeur financière dans la zone.

Par ailleurs, le ratio des dépôts sur PIB s'est accru de 8% entre 2000 et 2010 passant de 11% en 2000 à 19% en 2010. La profondeur financière quant à elle a augmenté de 9% entre 1998 et 2010, passant de 13% en 1998 à 22% en 2010.

Fig. 3 : Évolution de l'approfondissement financier au Cameroun



Source : Statistiques de la Banque Mondiale (2012).

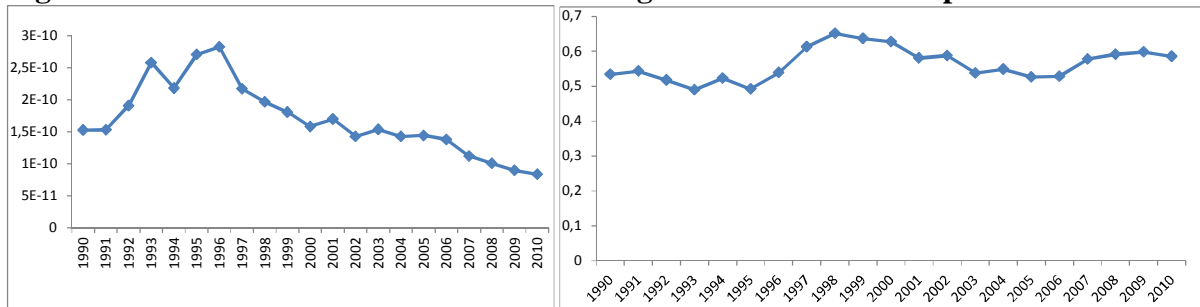
Cette expansion du secteur bancaire est associée avec le développement des innovations financières. En effet, les banques au Cameroun ont intensément investi dans la technologie pour accroître les services financiers aux clients. Elles ont introduit les distributeurs automatiques et des cartes de crédit dès le début des années 2000 ; l'usage important du chèque comme moyen de paiement ; la banque électronique qui prend de plus en plus d'ampleur notamment pour les règlements des transactions des grandes entreprises ; la monnaie électronique introduite dès les années 2007 et la banque par téléphone. Le nombre de banque monétique a considérablement évolué passant de 3 banques en 2000 à 10 banques en 2013. Cet accroissement rapide s'est caractérisé sur la période par une évolution du nombre de guichets qui sont au nombre de 169 sur la période et par une augmentation du nombre de cartes en circulation soit 433950 cartes sur un total de 772774 clients des banques monétiques. En 2013 la banque électronique comptait environ 350 000 clients pour environ 32000 transactions réalisées par semaine via le téléphone portable soit une valeur de 500 millions d'unités de valeur (Afrique Leadership, 2013). Il faut souligner que le succès rencontré par les nouveaux produits financiers est dû à une campagne publicitaire agressive de la part des banques et aussi du fait du coût relativement réduit de ces services comparativement au recours au guichet physiques de banque.

De plus, le succès des opérateurs de téléphonie mobile a conduit les banques à nouer des partenariats avec eux afin d'accroître l'inclusion financière au Cameroun. Les banques ont développés d'autres services autres ceux traditionnellement offerts vu que le taux d'adoption du téléphone mobile est de 82% au Cameroun. Ces services offerts incluent les transferts d'argent, le paiement électronique des factures, la consultation de compte, l'ouverture des comptes. De telles stratégies visant à réduire considérablement la sous bancarisation probante dans la sous-région en général et au Cameroun en particulier.

Ces évolutions dans l'accès aux services financiers ont eu aussi bien des effets positifs que négatifs sur la conduite de la politique monétaire au Cameroun. Sur le plan positif, le taux de réserve de liquidité a connu une tendance haussière passant de 21,23% en 2001 à 43,36% en 2010. D'après les données disponibles, cet accroissement montre que les banques camerounaises ont fait preuve de prudence dans la gestion de leurs passifs. On peut raisonnablement penser que les banques anticipent ainsi une augmentation de la demande de conversion des valeurs monétaires électroniques en monnaie fiduciaire. Sur le plan négatif, la figure 4 ci-dessous, montre que la vitesse de circulation de la monnaie enregistre une tendance à la baisse. Elle se situe autour de 3% en 2001 et décroît graduellement jusqu'en 2008 pour se situer autour de 2,1% en 2010. Cette décroissance montre ainsi qu'en cette période il y a eu une amélioration dans les instruments de paiement modifiant en conséquence les habitudes de paiements des agents économiques. Les effets du passage de la monnaie de base à la monnaie électronique, s'observent de plus en plus dans les économies où les agrégats monétaires servent d'instruments ou d'objectif intermédiaire de politique monétaire en raison de leur difficile mesure en présence d'innovations financières. L'agrégat de monnaie au sens large servant de cible intermédiaire dans la conduite de la politique monétaire dans la CEMAC, il est raisonnable de penser que cette dernière va subir les effets du passage vers la dématérialisation des moyens de paiements. La figure 5 ci-dessous quant à elle, met en exergue que la part de la monnaie de base dans la masse monétaire décroît au fur et à mesure. Elle tourne autour de 60% en 1998 et suite à différentes mutations, s'établit autour de 50% en 2010. Cette dernière conforte en conséquence la tendance de plus en plus accrue de la présence d'autres moyens de paiement. Ces effets négatifs du développement des services financiers influence à terme l'agrégat de monnaie suivi par la BEAC. De plus, ce développement des services financiers affecte aussi le niveau de constitution de réserves obligatoires à la banque centrale. En effet, les banques au Cameroun ont manqué de constituer

au mois de Novembre 2010, un montant de 4 936 000 de francs CFA au titre des réserves obligatoires de ce mois auprès de la banque centrale (Beac, 2010)².

Fig.4 : Evolution de la vitesse de circulation Fig.5 Evolution du multiplicateur monétaire



Source : Auteur à partir des données de la WDI (2012)

Ces développements posent ainsi de sérieux problèmes à la conduite de la politique monétaire qui est davantage consacrée sur le contrôle du multiplicateur monétaire et de la vitesse de circulation de la monnaie. Les besoins en termes de liquidité devenant de plus en plus croissants, la vitesse de circulation de la monnaie doit prendre en compte cette évolution de manière à mieux suivre les modifications de la demande de monnaie (Noyer, 2007 ; De Boissieu, 1983). Cependant, la littérature aussi bien théorique qu'empirique reste partagée sur l'occurrence de ces effets.

2. Revue de littérature

Le développement des techniques de cointégration de Johansen (1988) et de Johansen et Juselius (1990) a entraîné avec lui, bon nombre d'études qui ont évaluées la relation de long terme entre la demande de monnaie et ses déterminants. Parmi ces études, on recense celle de Miller (1991), Hoffman et Rasche (1991), McNown et Wallace (1992) pour les Etats-Unis ; Muscatteli et Papi (1990) pour l'Italie ; Bahmani-Oskooee et Rhee (1994) pour la Corée ; Bahmani-Oskooee (1996) pour l'Iran; Bahmani-Oskooee et Shabsigh (1996) pour l'Iran ; Adam (1991), Johansen (1992) et Taylor (2007) pour la grande Bretagne ; Odularu et Okunrinboye (2009) pour le Nigéria ; Roa et Kumar (2007), Singh et Pandey (2009) pour le Bangladesh ; Hsing (2007), Hussain et al. (2006) pour le Pakistan. Le résultat majeur qui ressort de cette littérature est qu'il existe une relation de long terme entre l'offre de monnaie au sens large (M2) avec le revenu et le taux d'intérêt de manière à garantir la stabilité de la demande de monnaie. Mais les études qui ont suivi notamment celles de Bahmani-Oskooee et

² Les banques gabonaises et tchadiennes ont manqué de constituer 5 969 000 FCFA et 2 000 000 FCFA pour le même mois respectivement (Beac, 2010) . un tel manquement a commencé à s'observer à partir de l'année 2007 à laquelle la monnaie électronique a véritablement pris son envol, soit un montant de 8 605 600 (Beac, 2007).

Wang (2007) et Akinlo (2006) ont fortement critiqué le résultat selon lequel, dès que les variables sont cointégrées, la stabilité de la demande de monnaie devient évidente (Baharumshah et al., 2009).

Le développement de la technique de cointégration de Pesaran et al. (2001) a révolutionné la recherche sur la stabilité de la demande de monnaie dans les économies au regard des avantages qu'elle présente : (i) prend en compte des séries indépendamment de leur ordre d'intégration contrairement aux précédentes techniques qui exigent que toutes les séries soient de même ordre d'intégration ; (ii) toutes les variables du modèle sont endogènes ; (iii) permet d'estimer simultanément le coefficient de long terme et celui de court terme. Parmi les nouvelles études qui ont utilisées cette nouvelle démarche, on dénombre celle de Azam (2010) pour l'Indonésie ; Zuo et Park (2011) et Baharumshah et al. (2009) pour la Chine ; Long et Samreth pour les Philippines ; Buch (2001) pour la Hongrie et la Pologne ; Halicioğlu et Ugur (2005) pour la Turquie ; Oskooee et Chi Wing Ng (2002) pour Hong Kong ; Akinlo (2006) pour le Nigéria ; Bahmani-Oskooee et Rahman (2005) pour l'ensemble des pays asiatiques ; Wang (2011) pour les États-Unis. Dans l'ensemble, le résultat majeur qui ressort de ces études est qu'il existe une relation de long terme entre l'offre de monnaie et le revenu, le taux d'inflation et le taux d'intérêt. Aussi, les tests de CUSUM et CUSUMQ permettent de mieux ressortir la stabilité de la relation de long terme entre l'offre de monnaie et ses déterminants. Mais, il faut souligner que pour ces auteurs, l'existence de la relation de cointégration entre les variables ne conduit pas toujours à une relation de long terme stable entre la demande de monnaie et ses déterminants. Ce qui nécessite de prendre en compte d'autres variables dans la spécification de la fonction de demande de monnaie.

De toutes ces études, concernant celles qui ont évalué l'effet de l'innovation financière sur la stabilité de la demande de monnaie, il ressort d'abord que l'innovation financière déstabilise la demande de monnaie (Muscatelli et Papi, 1990 ; Singh et Pandey, 2009 ; Odularu et Okunrinboye, 2009). Ensuite, Nagayasu (2011), Roa et Kumar (2007) montrent que l'innovation financière stabilise plutôt la demande de monnaie des économies dans lesquelles les études ont été menées.

Cependant, bien qu'il existe quelques études sur la stabilité de la demande de monnaie en Afrique au Sud du Sahara, à l'observation générale il ressort de cette revue de littérature que la majorité d'entre elles se concentre dans les pays développés et dans les nouveaux pays industrialisés. Nous n'avons pas recensé à notre connaissance d'étude sur la stabilité de la

demande de monnaie en Afrique Centrale utilisant la nouvelle approche méthodologique développée par Pesaran et al. (2001). Aussi nous notons l'absence d'études qui intègrent explicitement une variable qui capte l'innovation financière dans la fonction de demande de monnaie à la suite des réformes structurelles qu'a connues ces économies. Cette étude vise ainsi à combler ce vide dans la littérature.

3. Méthodologie de l'étude

Afin d'évaluer l'incidence de l'innovation financière sur la demande de monnaie au Cameroun, nous nous basons sur le modèle autorégressif à retards échelonnés développé par Pesaran et Shin (1999) qui a connu une extension grâce à Pesaran et al. (2001). Le recours à ce modèle se justifie par le fait qu'il prend en compte à la fois les relations de court terme et celles de long terme des variables testées. Il permet d'estimer tout aussi des variables de niveau d'intégration différents (I(1) et I(0)).

Selon Pesaran et al. (2001), le test de cointégration est fondé sur une Fisher où on suppose que les coefficients des variables en niveau sont tous égaux à zéro sous l'hypothèse alternative que, aucun des coefficients n'est nul c'est-à-dire absence de cointégration entre les variables étudiées. Ainsi, pour étudier la stabilité de la demande de monnaie au Cameroun, nous utilisons des données trimestrielles couvrant la période (1990-1, 2013-4). Ces données sont recueillies en totalité dans la World Development Indicators (WDI, 2013). Le modèle suivant est utilisé pour des tests empiriques :

$$M_t = \alpha_0 + \alpha_1 Y_t + \alpha_2 INF_t + \alpha_3 R_t + \alpha_4 FI_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

Y_t est le revenu réel du pays. Il est capté par le PIB du pays et est supposé dans la littérature et de manière unanime bien capter le niveau de transaction dans l'économie. INF_t représente le taux d'inflation. Il inclut le niveau de prix dans l'estimation de la demande de monnaie. Un effet négatif est postulé. R_t représente le taux d'intérêt nominal pratiqué par les banques commerciales. Il représente le coût d'opportunité de la détention des liquidités et reflète aussi le degré de substituabilité entre monnaie et titres ou d'autres instruments financiers. FI_t représente l'innovation financière. Elle est captée dans cette étude par le rapport $\frac{M_2}{M_1} \cdot \varepsilon_t$, représente le terme d'erreur.

Selon l'étude de Arango et Nadiri (1981) et Bahmani-Oskooee et Pourheydarian (1990), α_1 est supposé affecter positivement la fonction de demande de monnaie, α_2 et α_3 quant à eux sont supposés influencer négativement la demande de monnaie. La valeur estimée de α_4 peut être négative (Muscatteli et Papi, 1990) ou positive (Singh et Pandey, 2009; Roa et Kumar, 2007). La représentation Autorégressive à retards échelonnés de l'équation (16) est la suivante :

$$\Delta LM_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^n \alpha_{1i} \Delta LM_{t-i} + \sum_{i=0}^n \alpha_{2i} \Delta LY_{t-i} + \sum_{i=0}^n \alpha_{3i} \Delta LINF_{t-i} + \sum_{i=0}^n \alpha_{4i} \Delta LR_{t-i} + \sum_{i=0}^n \alpha_{5i} \Delta LFI_{t-i} + \beta_1 LM_{t-1} + \beta_2 LY_{t-1} + \beta_3 LINF_{t-1} + \beta_4 LR_{t-1} + \beta_5 LFI_{t-1} + \varepsilon_t$$

(2)

Dans cette équation, Δ désigne l'opérateur de première différence ; α_0 représente la constante et ε_t représente le terme d'erreur qui est un bruit blanc. Les expressions qui vont de α_1 à α_5 représentent la dynamique de court terme de la fonction de demande de monnaie et celles qui sont associées aux paramètres β représentent la dynamique de long terme du modèle. Pour tester la relation de cointégration parmi ces variables nous recourons à la procédure utilisée par Pesaran et al. (2001)³. Cette procédure est basée sur le test de Fisher. Ce test est actuellement un test d'hypothèses de non présence de cointégration parmi les variables (H_0) contre l'existence ou la présence de cointégration parmi les variables (H_1) tel qu'indiqué ci-dessous :

$$H_0 : \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = \beta_4 = \beta_5 = 0$$

Contre

$$H_1 : \beta_1 \neq \beta_2 \neq \beta_3 \neq \beta_4 \neq \beta_5 \neq 0$$

Le recours au test de Wald ou à la statistique F permet de tester la significativité du retard des variables en prenant en compte la contrainte d'un modèle à correction d'erreur (ECM). La distribution asymptotique de ce test (respectivement de Fisher) est non standardisée sous l'hypothèse nulle d'absence de cointégration entre les variables. Par conséquent, la valeur

³ Pour plus de détails sur la procédure voir Pesaran et al. (2001)

calculée de cette statistique doit, pour valider ou infirmer une des hypothèses, être comparée aux valeurs critiques établies par la procédure de Pesaran et al. (2001)⁴.

Par la suite nous avons élaboré un modèle à correction d'erreur (MCE) sur la base de la procédure de Pesaran et al. (2001). La version de ce MCE, est sous la forme de l'équation (3) ci-après. Il s'appuie sur les variables de l'équation (2) tel que :

$$\Delta LM_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^n \alpha_{1i} \Delta LM_{t-i} + \sum_{i=0}^n \alpha_{2i} \Delta LY_{t-i} + \sum_{i=0}^n \alpha_{3i} \Delta LINF_{t-i} + \sum_{i=0}^n \alpha_{4i} \Delta LR_{t-i} + \sum_{i=0}^n \alpha_{5i} \Delta LFI_{t-i} + \lambda EC_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3)$$

Où λ est la vitesse d'ajustement du paramètre et EC représentent les résidus obtenus à partir de l'estimation de l'équation du modèle cointégré.

Les données proviennent pour la plupart de la World Development Indicator (WDI, 2013) de la banque mondiale et couvrent la période 1990 :1-2013 :4. A partir de ces données nous testons l'hypothèse nulle d'absence de cointégration contre l'hypothèse alternative d'existence de cointégration parmi les variables.

4. Présentation et interprétation des résultats empiriques

Cette partie du papier analyse les propriétés des données chronologiques, durant la période 1990 :1-2013 :4. Les résultats du test de racine unitaire de Phillips-Perron consignés dans le tableau 1, confirment l'existence de racine unitaire dans toutes les variables incluses dans le modèle. Le recours à ce test s'explique par l'existence des changements de structure dans nos données. Cependant, toutes ces variables sont stationnaires en première différence sous le test. Par conséquent, toutes les variables sont intégrées d'ordre 1 ou I(1). Le tableau 1 ci-dessous regroupe les résultats obtenus à la suite de ce test.

⁴ PSS ont établi deux ensembles de valeurs critiques appropriées soit que la variable est I(1) ou I(0). La valeur calculée de F-statistique est comparée aux bornes inférieures (*Flower*, FL) et supérieure (F upper) de la procédure PSS aux seuils de 1%, 5% et 10%. Alors, si $FU < F$, il existe une relation de long terme entre les variables, si $FL > F$, il n'existe pas de relation de long terme entre les variables et si $FU > F > FL$, on ne peut conclure.

Tableau 1 : Résultats du test de racine unitaire de Phillips-Perron

Test de racine unitaire de Phillips-Perron			
Variabes	Niveau	Première différence	Décision
LM2	-4.267209	-4.289880***	I (1)
LM1	-5.378275	-5.203515***	I (1)
LPIB	-5.205528	-5.105338***	I (1)
LINF	-6.3660706	-6.211210***	I (1)
LR	-4.5058821	-4.377839***	I (1)
LFI	-5.525388	-5.501473***	I (1)

(*), (**), (***) indiquent la significativité à 10%, 5%, et 1% respectivement.

Source : Calculs de l'auteur.

Sur la base du test de racine unitaire ci-dessus, nous appliquons le test de cointégration autorégressif pour déterminer s'il existe une combinaison linéaire des variables du modèle qui soit cointégrée. Préalablement, l'implémentation de ce test de cointégration nécessite de spécifier le retard optimal. Le critère AIC (Akaike Information Criterion) est employé ici pour déterminer la longueur du retard de chaque variable du modèle en différence première. Le tableau 2 en annexe résume les résultats obtenus dans la détermination du retard optimal. Il ressort que le retard optimal est de 5 périodes. Ce retard a été déterminé en prenant les agrégats M1 et M2 comme variables à expliquer. Sachant que la BEAC suit l'évolution de l'agrégat M2 pour ses impulsions de politique monétaire, seul les résultats y relatifs sont présentés dans la suite.

Test de la relation de cointégration

Pour tester la relation de cointégration entre les séries, des tests sont requis pour montrer que les séries étudiées présentent des propriétés économétriques c'est-à-dire, ne sont pas corrélées entre elles, aussi que les résidus du modèle sont non corrélés, homoscedastiques et distribués suivant la loi normale. Pour ce faire, plusieurs tests sont possibles entre autres : le test de corrélation de Breusch-Godfrey, le test de Ramsey Reset, le test de normalité de Jacque-Bera.

Par conséquent, dans ce papier, la probabilité du test de corrélation de Breusch-Godfrey obtenue (0,4375) est largement supérieure à 5%, ce qui démontre que les séries retenues dans le modèle de l'équation de la demande de monnaie ne présentent pas de corrélation entre elles. Ainsi, le test de Wald est utilisé pour tester la relation de cointégration entre les variables. Il permet de vérifier que les séries présentent dans le modèle ont une structure de

long terme semblable. Le tableau 2 récapitule les résultats du test de Wald afin de s'assurer de l'existence de la relation de long terme entre les variables.

Tableau 2 : Résultats du test de cointégration de l'équation

Statistique de Wald	Valeur Critique	Lower Bound Value	Upper Bound Value
4.0517	1%	3.74	5.06
	5%	2.86	4.01
	10%	2.45	3.52

Note: la Statistique calculée F: 4.0517 (Significative à 0.05 de la valeur marginale). Les valeurs Critiques sont citées à partir de Pesaran et al. (2001), Table CI (iii), Cas 111: sans dérive et ni trend.

De ce tableau, il ressort la F-calculée (4.0517) est supérieure à la plus grande valeur de Pesaran et al., (2001) à 5% (4.01). par conséquent, nous pouvons conclure qu'il existe une relation de long terme entre la demande de monnaie et ses déterminants au Cameroun.

Les élasticités de long terme

Les élasticités de long terme entre la demande de monnaie et ses déterminants sont résumées dans le tableau 3 ci-dessous.

Tableau 3 : Coefficients de long terme

Variable dépendante : LM2

Variabes	Coefficient	Prob
LPIB	0.120065	0.0099
LINF	-0.006102	0.0408
LR	-0.0164	0.7263
LFI	0.300686	0.8335
Constante	-1.006400	0.3110
R ²		0.669529
R ² ajusté		0.501494
Statistique de Fisher		3.984443
DW		2.2462

Source : auteurs à partir de Eviews 8.

Sur la base des résultats reportés dans le tableau 3, nous montrons qu'il existe une relation positive et significative entre la demande de monnaie et le produit intérieur brut. Cette relation

est négative et significative entre la demande de monnaie et le niveau d'inflation au Cameroun. Aussi, nous montrons que la relation de long terme entre la demande de monnaie et le taux d'intérêt est positive mais non significative. Dans la même veine, la relation de long terme entre la demande de monnaie et l'innovation financière est positive et mais non significative. Ce coefficient positif démontre que l'innovation financière développée par les banques au Cameroun impacte la demande de monnaie. Pour mieux illustrer nous avons recours aux différents tests de stabilité utilisés dans la littérature.

Dynamique de court terme

De la relation de cointégration établit entre la demande de monnaie et ses déterminants, nous montrons à partir de l'estimation des effets de court terme, qu'il existe un mécanisme à correction d'erreur robuste, lequel absorbe 94,19% du choc du trimestre suivant.

Tableau 4 : coefficients de court terme

Variable dépendante : LM2

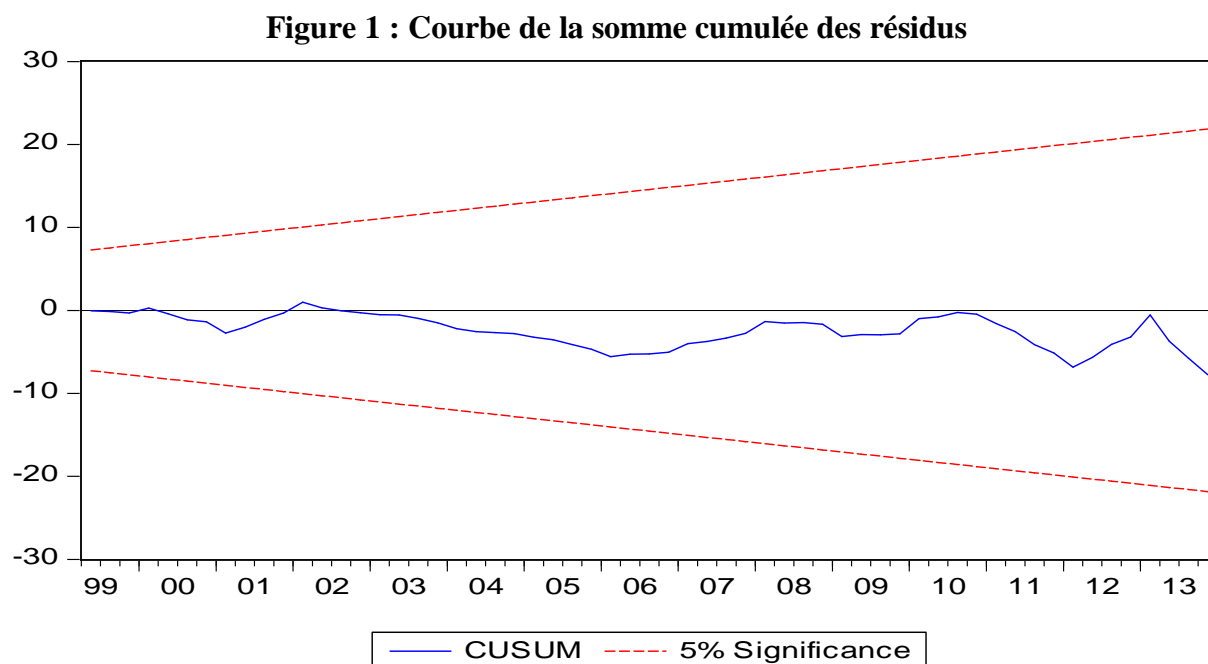
Variabes	Coefficient	Prob
$\hat{\epsilon}$ LPIB	0.211134	0.3112
$\hat{\epsilon}$ LINF	-0.001836	0.9132
$\hat{\epsilon}$ LR	-0.033719	0.7859
$\hat{\epsilon}$ LFI	5.044984	0.4831
EC(-1)	-0.941951	0.0001
Constante	-0.001127	0.8605
R ²	0.658805	
R ² ajusté	0.5157	
Statistique de Fisher	4.604402	
DW	1.811044	

Source : auteurs à partir de Eviews 8.

Les résultats du tableau 4 ci-dessus, confirment l'existence d'une relation de long terme entre la demande de monnaie et ses déterminants. A court terme, bien qu'il existe une relation positive entre la demande de monnaie et l'innovation financière, celle-ci n'est pas significative. Le terme de la correction d'erreur est négatif et significatif (à 1%). Il suggère que 94% de l'écart statistique est éliminé entre les trimestres dans notre période d'étude.

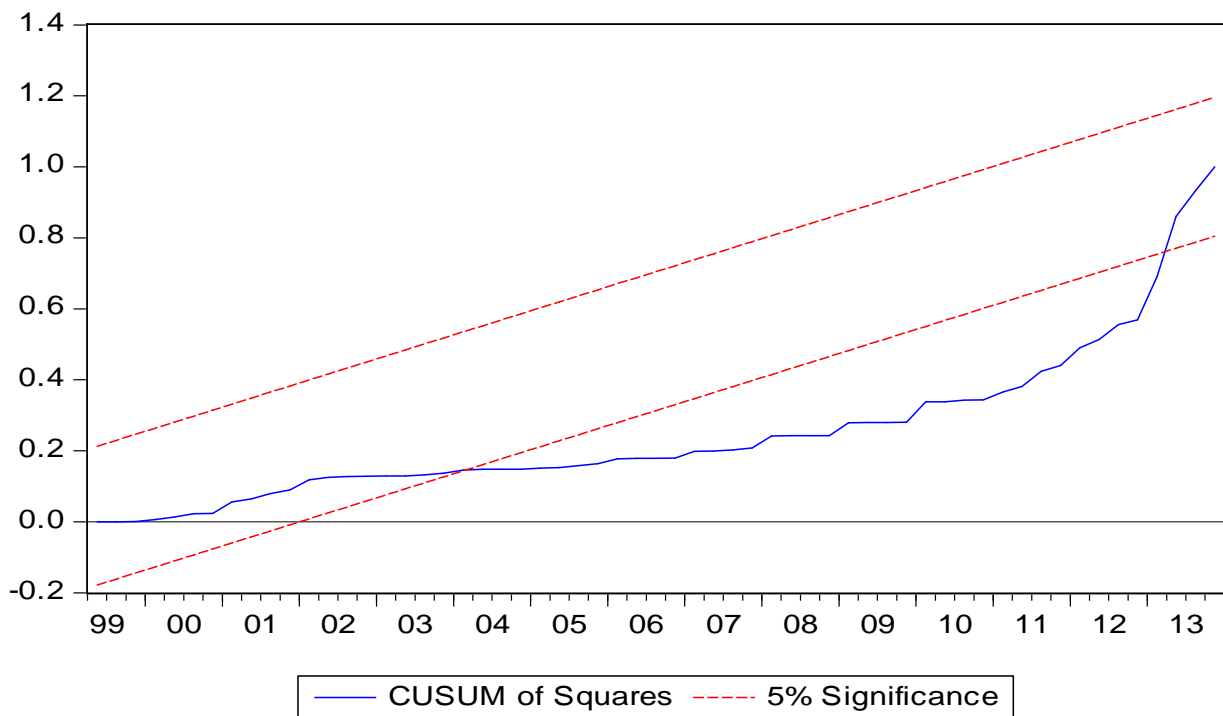
De plus au vue des résultats ci-dessus présentés, nous nous sommes intéressés à la stabilité de l'équation de la demande de monnaie ci-dessus spécifiée. Pour cela, nous avons appliqué les tests de CUSUM et de CUSUMQ proposés par Brown, Durbin et Evans (1975). Ces tests sont appliqués sur les résidus du modèle de l'équation de demande de monnaie. Le test CUSUM est fondé sur la somme des résidus. Il représente la courbe de la somme cumulée des résidus ensemble avec 5% des lignes critiques. Ainsi, les paramètres du modèle sont instables si la courbe se situe hors de la zone critique entre les deux lignes critiques et stables si la courbe se situe entre les deux lignes critiques. La même procédure est appliquée pour réaliser le test CUSUMQ, lequel est fondé sur la somme du carré des résidus. La représentation graphique de ces deux tests s'applique sur le modèle sélectionné à partir de du R² ajusté comme le montre les figures 1 et 2 ci-dessus.

La figure 1 montre la représentation de la courbe de la somme des résidus. Elle demeure entre les lignes critiques indiquant la stabilité de M2 de la demande de monnaie.



La figure 2 quant à elle, montre la représentation de la somme cumulée du carré des résidus. Il apparait que cette somme cumulée est totalement instable comme la statistique se situe à l'extérieur des lignes critiques notamment à partir de l'année 2003.

Figure 2 : Courbe de la somme cumulée des carrés du résidu



Cela peut traduire l'introduction dans l'économie des programmes d'ajustement structurel induit par la libéralisation financière et l'introduction des nouveaux services financiers induite par l'approfondissement financier.

5. Conclusion

L'objectif de ce papier est d'examiner l'effet de l'innovation financière sur la demande de monnaie au Cameroun pour la période 1990-1 à 2013-4. Ce papier évalue la demande de monnaie en utilisant l'approche ARDL combinée avec les tests de CUSUM et CUSUMQ. Les résultats montrent que M2 est cointégré avec le PIB, l'inflation, le taux d'intérêt et l'innovation financière. L'évaluation de la stabilité du modèle estimé, les résultats montrent que la relation de long terme est quelque peu stable spécifiquement avec le test CUSUM mais pas avec le test CUSUMQ.

Le résultat important trouvé dans ce papier est que l'innovation financière a une influence positive aussi dans le court que dans le long terme sur la demande de monnaie. Mais, l'élasticité de court terme est supérieure à celle de long terme. Le coefficient de la correction d'erreur montre que 94% des divergences à court terme sont absorbées dans le long terme chaque trimestre.

Son coefficient effet positif signifie que l'approfondissement financier qu'a connu le Cameroun a conduit à certaines innovations financières lesquelles indirectement ou directement affectent la demande de monnaie. Cette influence est davantage traduite par l'instabilité de la demande de monnaie à partir de l'année 2003. Par conséquent, les autorités monétaires se doivent de mieux suivre les habitudes des agents économiques non financiers. Cette connaissance des habitudes s'avère nécessaire que les marchés financiers sont en plein essor. Aussi, elles doivent régler sa stratégie de politique monétaire telle qu'elles s'adaptent aux changements que vont introduire les innovations financières. De leur côté les banques commerciales doivent anticiper les effets de l'innovation, en développent des innovations propices à notre système financier.

6. Références

- Adam C.S. (1991) "Financial Innovation and the Demand for M3 in the U.K. 1975-86", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 53, 401-423.
- Afrique Leadership Magazine *Moyens de Paiements dans la zone CEMAC : Acteurs et Enjeux*, N°30, Avril-Mai, 2013.
- Aglietta M. et Scialom L. (2002) "Les Défis de la Monnaie Électronique pour les Banques Centrale", *Economies et Sociétés*, 4.
- Akinlo A.E. (2006) "The Stability of Money Demand in Nigeria : An Autoregressive Distributed Lag Approach", *Journal of Policy Modelling*, 28(4), 445-452.
- Arango S. and Nadiri M.I. (1981) "Demand for Money in Open Economies", *Journal of Monetary Economics*, 7, 69-83.
- Arrau P. and Gregorio J.D. (1995) "Financial Innovation and Money Demand: Application to Chile and Mexico", *The Review of Economics and Statistics*, 75, .

- Avon D. et Eyeffa-Ekomo S. (2007) "Quinze Ans de Restructuration Bancaire dans la CEMAC: Qu'Avons-nous Appris?", *Revue d'Économie Financière*, 189, 183-205.
- Azam N.A. (2010) "Stability of Money Demand in an Emerging Market Economy: An Error Correction Model and ARDL Model for Indonesia", *Research Journal of International Studies*, 13, 54-62.
- Baharumshad A. Z., Mohd S.H. and Masih A.M. (2009) "The stability of Money Demand in China : Evidence from the ARDL Model", *Economic Systems*, 33(3), 231-244.
- Bahmani-Oskooee M. and Rehman H. (2005) "Stability of the Money Demand Function in Asian Developing Countries", *Applied Economics*, 37, 773-792.
- Bahmani-Oskooee M. and Pourheydarian M. (1990) "Exchange Rate Sensitivity of the Demand for Money and Effectiveness of Fiscal and Monetary Policies", *Applied Economics*, 22, 917-925.
- Bahmani-Oskooee M. and Shabsigh G. (1996) "The Demand for Money in Japan : Evidence from Cointegration Analysis", *Japan and the World Economy*, 8, 1-10.
- Bahmani-Oskooee M. and Wang Y. (2007) "How Stable Is the Demand for Money for China", *Journal of Economic Development*, 32, 21-33.
- Banque des Etats de l'Afrique Centrale (2010) *Rapport d'activité*.
- Banque Mondiale (2008) *Rapport d'Activité*.
- Banque de Règlements Internationaux (1996) "Implications for Central Banks of the Developments of Electronic Money", Bâle, Suisse
- Brown R.L., Durbin J. and Evans J.M. (1975) "Techniques for Testing the Constancy of Regression Relations over Time", *Journal of Royal Statistical Society*, 37, 149-163.
- Buch C. M. (2001) "Money Demand in Hungary and Poland", *Applied Economics*, 33(3), 989-999.
- Conseil National du Crédit (2010) *Rapport d'Activité*, Beac Nationale, Cameroun.
- Conseil National du Crédit (2013) *Rapport d'Activité*, Beac Nationale, Cameroun.

- De Boissieu C. (1983) "Innovations Financières aux Etats-Unis". *Revue de l'OFCE*, 3, 101-119.
- Hamdi H. (2010) "Is There a Relationship Between E_payment System and Economic Growth?", *Global Business and Economic Anthology*, 2, 113-122.
- Hoffman D.L. and Rasche R.H. (1991) "Long-run Income and Interest Elasticities of Money Demand in United States", *The Review of Economics and statistics*, 73, 665-674.
- Hussain Z. and al. (2006) "Demand for Money in Pakistan", *International Research Journal of Finance and Economics. Issue*, 5, 209-218.
- Hsing Y. (2007) "Currency Substitution, Capital Mobility and Functional Forms of Money demand in Pakistan", *The Lahore Journal of Economics*, 12, 35-48.
- Johansen S. (1988) "Statistical Analysis of Cointegration Vectors", *Journal of Policy Modelling*, 14, 313-334.
- Johansen S. (1992) "Testing Weak Exogeneity and the Order of Cointegration in UK Money Demand Data", *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, 231-254.
- Joseph A. (2002) "La Réforme du Secteur Financier en Afrique", *Document de Travail, Centre de Développement de l'OCDE*, 190, 1-71.
- Johansen S. and Juselius K. (1990) "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Applications to The demand for Money", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52, 169-210.
- McNown R. and Wallace M.S. (1992) "Cointegration Tests of a Long-run Relation Between Money Demand and the Effective Exchange Rate", *Journal of International Money and Finance*, 11, 107-114.
- Milbourne R. (1986) "Financial Innovation and the Demand for Liquid Assets", *Journal of Money, Credit and Banking*, 18(4), 506-511.
- Miller S.M. (1991) "Monetary Dynamics: An Application of Cointegration and Error-Correction Model", *Journal of Money, Credit and Banking*, 23, 455-460.
- Muscattelli A.P. and Papi L. (1990) "Cointegration, Financial Innovation and Modelling the demand for Money in Italy", *The Manchester School*, 58, 242-259.

- Nagayasu J (2011) "Financial Innovation and Regional Money". *MPRA, Working Papers*, 29194, pp. 1-31.
- Noyer C. (2007) "Innovation Financière, Politique Monétaire et Stabilité Financière". Discours prononcé à la *Conférence de Printemps Banque de France/Deutsche Bundesbank*.²
- Odularu G.O. and Okunrinboye O.A. (2009) "Modeling the Impact of Financial Innovation on the Demand for Money in Nigeria", *African Journal of Business Management*, 3, 039-051.
- Pesaran M.H., Shin Y. and Smith R.J. (2001) "Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships", *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), 289-326.
- Rao B.B. and Kumar S. (2007) "Structural Breaks, Demand for Money and Monetary Policy in Fiji", *Pacific Economic Bulletin* 22, 53-62.
- Singh P. and Pandey M.K. (2010) "Financial Innovation and Stability of Money Demand Function in Post-reform period in India", *Economics Bulletin*, 30, 2895-2905.
- Taylor M.P. (2007) "Financial Innovation Inflation and the Stability of Demand for Broad Money in the United Kingdom", *Bulletin of Economic Research*, 39(3), 225-233.
- Tchakounté N.M. et Bitá C.A. (2009) "La Réforme du Secteur Bancaire Camerounais", *Revue Africaine de l'Intégration*, 3, 99-162.
- Wang Y. (2011) "The Stability of Long-Run Money Demand in the United States : A new Approach", *Economics Letters*, 111, 60-63.
- Banque Mondiale (2013) "*World Development Indicators*", Décembre, 2013.
- Zeti A.A. (2005) "Migration to E-payments" Keynote Address, Governor of the Central Bank of Malaysia, at the *Payment Systems Forum and Exhibition*, Kuala Lumpur, 28 November 2005.
- Zuo H. and Park S.Y (2011) "Money Demand in China and Time-Varying Cointegration", *China Economic Review*, 22, 330-343.