

BEAC

Banque des Etats de
l'Afrique Centrale



BEAC Working Paper

- BWP N° 06/15 -

Dynamique de la vitesse de circulation de la 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.

DYNAMIQUE DE LA VITESSE DE CIRCULATION DE LA MONNAIE DANS LA CEMAC

Evrard Ulrich MOUNKALA*

Janvier 2012

Résumé

La stabilité de la vitesse de circulation de la monnaie est une hypothèse fondamentale dans la stratégie de politique monétaire de la BEAC vers son objectif final interne de stabilité des prix à moyen terme. Cependant, si le cadre monétariste de base s'appuie sur cette hypothèse, plusieurs économistes mettent en garde les banquiers centraux sur une éventuelle méprise quant aux propriétés de cette variable. C'est pour clarifier la validité de cette hypothèse dans la zone d'émission de la BEAC que sur toile de fond de l'équation quantitative des échanges, nous montrons que les comportements à terme de cette vitesse, considérée comme inobservable, peuvent être étudiés à partir de ceux de la masse monétaire, le niveau général des prix et le PIB réel, dans un modèle VECM. Les résultats des tests de stabilité structurelle et de stabilité conjoncturelle issus de ce VECM indiquent que, sur la période 1990 :1 - 2008 :4, la vitesse de circulation de la monnaie est stable à long terme dans tous les pays de la CEMAC, alors qu'elle n'y est pas prédictible à court terme, excepté au Congo. Ces résultats qui valident empiriquement le choix de la BEAC à long terme notamment, ont pour implication particulière que la mise en place nécessaire d'une stratégie de politique monétaire sous-régionale est possible dans l'Union Monétaire de l'Afrique Centrale.

Mots clés : prédictibilité, stabilité, cointégration, changement structurel.

Classification JEL : C32, C52, E41, E50.

Abstract

The stability of money velocity hypothesis is fundamental for BEAC monetary policy strategy to reach its internal final goal of price stability in medium-term. Despite the crucial place of this hypothesis in monetarist framework, economists advice central bankers to care about misunderstanding of money velocity dynamic properties. The goal of this paper is to test the validity of this hypothesis and to examine predictability of money velocity in short-run. On the basis of exchange equation, we show that dynamic properties of velocity, an unobserved variable, can be assessed via a particular linear combination of VECM endogenous components named M2, consumer price index and real GDP. Our results reject short-run predictability of velocity in four of the five economies, except in Congo, but we cannot reject long-run stability of velocity in the five countries of CAEMC analyzed on the quarterly data of 1990-2008. This results are coherent with the monetarist framework, which validates BEAC's choice of long-run stability of velocity hypothesis as the cornertone of its internal monetary policy strategy.

Key words : predictability, stability, cointegration, structural break.

JEL codes : C32, C52, E41, E50.

* *Economiste, Statisticien, Courriel* : mounkala@beac.int.

Sommaire

Résumé non technique	3
Introduction	4
1 Cadre théorique d'analyse de la vitesse	6
1.1 Pertinence des propriétés dynamiques de la vitesse	6
1.2 Spécification du modèle théorique d'analyse	7
2 Approche économétrique	9
2.1 Présentation du modèle économétrique	9
2.2 Estimation des paramètres par la méthode GRRR	10
2.3 Tests statistiques des hypothèses de prédictibilité et de stabilité	11
2.3.1 Test de la stabilité structurelle	11
2.3.2 Test de la stabilité conjoncturelle	11
3 Résultats empiriques et interprétation	12
3.1 Présentation des données utilisées	12
3.2 Résultats d'estimation et commentaires	13
Conclusion	16
Références	17
Annexe	19

Résumé non technique

L'hypothèse de stabilité de la vitesse de circulation de la monnaie joue un rôle important dans le dispositif de prévision de l'évolution à court terme des agrégats de monnaie et de crédit à la BEAC. Cette évolution, une fois déterminée, permet la définition des " objectifs de refinancement " par Etat membre de la CEMAC ; objectifs qui se veulent compatibles avec la stabilité des prix et un soutien à la croissance dans la Sous-région. C'est dire que la validité de cette hypothèse est cruciale pour la définition et la conduite de la politique monétaire dans l'UMAC.

Le fondement théorique de ce choix trouve ses origines dans la tradition monétariste. Scheller (2006), en effet, souligne que la validité de l'hypothèse de stabilité de la vitesse de circulation de la monnaie a pour implication que la forte corrélation entre l'accroissement monétaire et le taux d'inflation permet aux autorités monétaires d'utiliser celle-ci comme un indicateur de risques futurs sur la stabilité des prix. Dans la même veine, Serletis (1995) relève que le fait que la vitesse soit stable (à long terme) ou tout au moins prédictible (à court terme) est essentiel à toute interprétation de la position monétariste, et est particulièrement pertinent pour la conduite de la politique monétaire. Cependant, en dépit de ces atouts indéniables, plusieurs économistes mettent en garde les banquiers centraux quant à une éventuelle méprise sur les propriétés empiriques à court et à long terme de la vitesse de circulation de la monnaie. En effet, les erreurs éventuelles sur la validité des hypothèses de prédictibilité et/ou de stabilité induiraient des biais certains dans l'orientation de la politique monétaire, car l'information contenue dans l'évolution des agrégats monétaires ne pourrait plus être perçue comme indicateur des risques sur la stabilité des prix.

Afin d'éclairer, un tant soit peu, le cadre théorique fondant la stratégie de la politique monétaire de la BEAC, l'auteur s'est proposé de tester de la validité de ces hypothèses dans les économies de la CEMAC. Pour ce faire, partant de l'équation des échanges de Jean Bodin, avec le volume des transactions comme variable inobservable, l'auteur, qui étend par définition cette propriété à la vitesse de circulation de la monnaie, montre toutefois que ses propriétés dynamiques à terme peuvent être étudiées efficacement à partir d'une combinaison linéaire particulière de la dynamique jointe des variables qui entrent dans sa définition. Ces dernières, regroupées dans un processus vectoriel à correction d'erreur, sont la masse monétaire ($M2$), le PIB réel (Y) et le niveau général des prix (P).

Après une revue critique de la littérature, et compte tenu du problème étudié, l'auteur a retenu comme cadre analytique, le modèle VECM avec breaks structurels proposé par Hansen (2003), lequel a l'avantage de prendre en compte dans un même cadre les changements structurels importants et les propriétés dynamiques de court et de long terme. A la suite de l'estimation des paramètres des modèles pour chaque pays, sur des données trimestrielles de la période janvier 1990 - septembre 2008, l'hypothèse de stabilité à long terme est testée au moyen du test CUSUM, tandis que celle de prédictibilité l'est à l'aide du test CUSUMQ. Les résultats obtenus par l'auteur montrent que l'hypothèse de stabilité à long terme de la vitesse de circulation de la monnaie ne peut pas être rejetée dans chaque Etat membre de la CEMAC ; corroborant ainsi l'une des principales conclusions de la Nouvelle Synthèse. A l'inverse, l'hypothèse de prédictibilité à court terme de la vitesse ne saurait être retenue dans aucun des Etats membres. La conséquence immédiate de ce résultat est le dénuement de tout fondement empirique sur la théorie quantitative de la monnaie (TQM) pour la prévision de l'évolution à court terme des agrégats de monnaie et de crédit, de manière compatible avec l'évolution du niveau général des prix. En d'autres termes, la TQM ne devrait pas être utilisée dans la détermination à court terme des objectifs de refinancement à la BEAC.

En vue de proposer une alternative empiriquement éprouvée, bien qu'il soit nécessaire de tester la deuxième hypothèse fondamentale du courant monétariste, notamment pour la transmission des impulsions monétaires, à savoir la détermination d'une fonction de demande de monnaie stable, les travaux futurs devront s'atteler à rechercher un cadre stratégique cohérent avec les économies de la CEMAC. L'estimation d'une règle hybride de politique monétaire conciliant variations de la masse monétaire et le TIAO s'inscrirait dans cette démarche.

« ... le taux d'intérêt de court terme doit être le principal ou l'unique moyen par lequel les actions monétaires sont transmises de la banque centrale, via le marché, à l'économie. Comme disait mon vieil ami Karl Brunner : "nous savons que cela est faux". Les actions monétaires sont efficaces et puissantes dans les pays sous-développés d'Afrique, d'Amérique Latine ou d'Asie... »

Allan H. MELTZER, 2001, in "The monetary transmission process : Recent developments and lessons for Europe", in *The Transmission Process*, D. Bundesbank (Ed), Palgrave, New York, pp.112-1130.

Introduction

Au cœur du débat monétaire contemporain, la question sur la connexion entre les changements dans le stock nominal de monnaie disponible et les variations du niveau général des prix est récurrente et occupe une place importante. En Afrique Centrale, la Banque des Etats de l'Afrique Centrale (BEAC), qui a lancé un vaste programme de recherche sur les *déterminants de l'inflation dans sa zone d'émission*, s'intéresse également à cette problématique, notamment à travers la détermination de la part de l'inflation ayant une origine exclusivement monétaire. Cette préoccupation, bien sûr légitime, est fondamentale eu égard aux Statuts de cette institution dont l'article 1^{er} stipule : « L'objectif final de la politique monétaire de la BEAC est d'assurer la stabilité monétaire dans ses Etats membres. » Au plan opérationnel interne cet objectif final consiste à assurer la « stabilité des prix », avec un taux d'inflation ne devant pas durablement excéder 3% en moyenne annuelle dans chaque Etat membre.

Dans la littérature économique en effet, les économistes monétaristes considèrent que l'inflation est toujours et partout un phénomène monétaire. Cette position a été quelque peu nuancée avec la prise en compte des rigidités nominales à court terme, pour être considérée comme une proposition plutôt vraisemblable à moyen et long terme, ce qui justifie l'intérêt de cette question pour la BEAC.

Il convient de souligner que théoriquement, deux hypothèses majeures sous-tendent la position monétariste, avec d'un côté le questionnement sur l'existence d'une demande de monnaie stable et de l'autre la réflexion sur la stabilité de la vitesse de circulation de la monnaie. S'agissant de la première hypothèse, Scheller (2006) souligne qu'elle est principalement motivée par les deux faits suivants : (i) la corrélation forte entre l'accroissement monétaire et l'inflation permet aux autorités monétaires d'utiliser celle-ci comme un indicateur de risques futurs sur la stabilité des prix, et (ii) avec la spécification d'une fonction de demande de monnaie stable, un élément important du mécanisme de transmission des impulsions monétaires à l'activité réelle est révélé ; ce qui aiderait à améliorer la compréhension de la transmission monétaire qui, du reste, demeure encore selon Bernanke (1995) et Mishkin (1995) une « boîte noire ».

A propos de la deuxième hypothèse sus citée, depuis John Maynard Keynes en 1921, la stabilité au cours du temps de la vitesse de circulation de la monnaie a pour implication particulière que le contrôle de l'offre de monnaie en vue de la réalisation de la stabilité des prix est possible. Dans la même veine, pour Serletis (1995), le fait que la vitesse soit "stable"¹, ou tout au moins "prédictible", est essentiel à toute interprétation de la position monétariste et est particulièrement pertinent pour la conduite de la politique monétaire.

1. La vitesse de circulation de la monnaie est dite stable si, à long terme, aucun changement structurel ne modifie significativement son évolution. En revanche, elle est dite prédictible si, à court terme, aucun changement conjoncturel ne vient sensiblement altérer son taux de croissance.

Ces deux arguments qui vont dans le même sens que la position de Meltzer (2001) exprimée ci-dessus, appuient la proposition monétariste qui soutient que l'accroissement monétaire et l'inflation étant étroitement liés suivant une relation causale suffisamment robuste, l'autorité monétaire devrait s'y appuyer pour concevoir une stratégie de politique monétaire visant à contrôler la dynamique des prix.

Partant d'un certain scepticisme quand à la robustesse théorique à long terme de la relation entre accroissement monétaire et inflation, Woodford (2008) en entreprend une réévaluation empirique, qui aboutit au constat que cette relation qui n'a aucun fondement structurel est simplement empirique. Par conséquent selon lui, aucun argument ne saurait irrésistiblement plaider en faveur de son choix pour qu'il soit assigné aux agrégats monétaires un rôle stratégique dans la conception de la politique monétaire vers la stabilité des prix. A ce résultat de Woodford, Nelson (2008) oppose le fait que plusieurs économistes familiers des modèles structurels, particulièrement les modèles néokeynésiens, soutiennent que dans ceux-ci, l'accroissement monétaire implique l'inflation dans le long terme, et par conséquent, la seule voie pour le banquier central de contrôler l'instrument de politique monétaire à long terme c'est via son impact sur l'inflation. Pour Nelson donc, à l'instar de Canzoneri et al. (2008), le seul moyen disponible à sa portée est la détermination d'un taux d'accroissement monétaire compatible avec la stabilité des prix.

Ainsi, pour la BEAC, comme pour la Banque Centrale Européenne (BCE) d'ailleurs, le contrôle de la progression des agrégats de monnaie est une importante activité dans l'élaboration et la conduite de la politique monétaire vers l'objectif final interne de stabilité des prix. Cette démarche trouve un fondement théorique avec Lucas (1988) cité par Jondeau et Villermain-Lecolier (1996), pour qui, à travers ce canal la banque centrale peut agir plus aisément et plus directement sur l'agrégat de monnaie que sur l'inflation, notamment par le biais des interventions sur le marché monétaire et via les réserves obligatoires². Toutefois, la BEAC ne réagit pas mécaniquement aux évolutions observées sur les agrégats de monnaie, mais plutôt aux informations contenues dans ces agrégats, de manière à fixer des normes prévisionnelles de progression de ces derniers, de façon à réaliser la stabilité des prix. Ces normes à la BEAC sont appelés *objectifs de refinancement*. Ils sont fortement tributaires de la théorie quantitative de la monnaie, dans laquelle la BEAC postule une constance temporelle *ex ante* de la vitesse de circulation de la monnaie.

Il convient de relever que cette hypothèse simplificatrice est peu vraisemblable dans la CEMAC. En effet, dans cet espace économique et monétaire marqué par des changements structurels dans les dépenses gouvernementales, dans certains comportements des ménages notamment en termes de thésaurisation, d'anticipation ou non de l'inflation, et dans les prix de l'énergie, entre autres, la vitesse de circulation de la monnaie ne saurait être stable à long terme (Humphrey, 1993, Wang et Shi, 2001, et Serletis et Shahmoradi, 2005). Ainsi, le choix par une banque centrale de la théorie quantitative de la monnaie comme fondement pour la projection des normes d'évolution des agrégats de monnaie n'est pas sans risque. Woodford (2008) souligne à ce propos que « si les banques centrales échouent dans l'appréciation du rôle de la monnaie dans la détermination de l'inflation, elles répéteraient inmanquablement les mêmes erreurs graves que celles qui, par le passé, ont conduit à la crise des années 70 aux Etats-Unis ».

2. La BEAC utilise en effet deux instruments indirects de politique monétaire pour ses interventions sur la monnaie centrale, à savoir le *taux d'intérêt des appels d'offres (TIAO)* sur le marché monétaire sous-régional, et le *coefficient des réserves obligatoires*.

Cette dernière observation montre que de la stabilité du lien entre la monnaie et l'inflation dépend la capacité de la banque centrale à réaliser son objectif final de stabilité des prix. Ainsi, étant donné que dans la théorie quantitative, la stabilité du lien à long terme entre la monnaie et les prix passe nécessairement par la stabilité de la vitesse de circulation de la monnaie, d'une part, et afin de clarifier le fondement du choix opéré par la BEAC d'asseoir sa base doctrinale sur cette théorie, d'autre part, le but de ce papier est d'étudier les propriétés dynamiques de la vitesse de circulation de la monnaie dans les Etats membres de la CEMAC, notamment en termes de stabilité à long terme et de prédictibilité à court terme.

La suite de ce papier consacre une première section à la présentation du cadre théorique d'analyse des comportements de la vitesse que nous avons retenu. La deuxième section décrit l'approche méthodologique de la cointégration avec changement structurel à partir de laquelle nous implémentons des tests statistiques de stabilité et de prédictibilité de notre variable d'intérêt. La troisième section est dédiée à la présentation des données utilisées et à l'interprétation et l'analyse des résultats empiriques obtenus. Enfin, la dernière section conclut ce travail, en mettant en perspectives la portée potentiel des conclusions obtenues pour la conduite de la politique monétaire de la BEAC.

1 Cadre théorique d'analyse de la vitesse

Plusieurs économistes dont Cosgrove et al.(2008), Nelson (2008), Woodford (1995, 2008) et Sriram (2000) soulignent que le problème de la stabilité de la vitesse de circulation de la monnaie est fréquemment analysé en termes de fonction de demande de monnaie, *i.e.* la relation entre le stock nominal de monnaie et un petit nombre de variables macroéconomiques clé dont le revenu réel agrégé, le niveau général des prix et quelques indicateurs de coûts d'opportunité à la détention d'encaisses (Friedman, 1988 et Ball, 2002).

Pour Bain et Howells (2003) cependant, différents points de vue sur la demande de monnaie peuvent être aisément comparés en utilisant la théorie quantitative de la monnaie qui, par essence, est une théorie de long terme. Cette théorie admet toutefois que des changements dans le stock nominal de monnaie (M_t) peuvent entraîner des variations à court terme dans la vitesse de circulation de la monnaie (V_t) et dans le revenu nominal ($P_t Y_t$), sans perturber le message monétariste central.

Le cadre théorique étant ainsi planté, les deux sous-sections suivantes présentent respectivement l'intérêt de la stabilité à long terme de la vitesse de circulation de la monnaie, ou tout au moins sa prédictibilité à court terme, selon la vision monétariste, et la spécification théorique du modèle d'analyse de ces propriétés.

1.1 Pertinence des propriétés dynamiques de la vitesse

En économie monétaire, les changements dans la vitesse de circulation de la monnaie sont des indicateurs de la manière dont les chocs macroéconomiques affectent les agrégats réels (Meltzer, 1963). De plus, une grande variabilité de cette vitesse n'est pas compatible avec l'équilibre des modèles monétaires. En effet, soit la version logarithmique suivante de l'équation de Pigou-Marshall :

$$m_t + v_t = p_t + y_t \tag{1}$$

où m_t , v_t , p_t et y_t désignent respectivement le logarithme d'un agrégat de monnaie³, de la vitesse de circulation de la monnaie, du niveau général des prix et du PIB réel.

Par passage à la différence relative des deux membres de (1) entre les instants t et $t + 1$, et après un arrangement algébrique, il vient :

$$\frac{\Delta m_{t,t+1}}{m_t} = \frac{\Delta p_{t,t+1}}{p_t} + \frac{\Delta y_{t,t+1}}{y_t} - \frac{\Delta v_{t,t+1}}{v_t} \quad (2)$$

En considérant ensuite l'économie sur son sentier d'équilibre de long terme, le taux de croissance du PIB réel est nul ($\Delta y_{t,t+1} = 0$), et il apparaît que le taux de croissance de la masse monétaire est égal au taux d'inflation corrigé du taux de croissance de la vitesse de circulation de la monnaie, soit :

$$\frac{\Delta m_{t,t+1}}{m_t} = \frac{\Delta p_{t,t+1}}{p_t} - \frac{\Delta v_{t,t+1}}{v_t} \quad (3)$$

Ainsi, à la lumière de (3), pour que le message monétariste central de l'origine exclusivement monétaire de l'inflation soit validé, il faut et il suffit que les variations de la vitesse ($\Delta v_{t,t+1}$) soient au pire des cas nuls sinon transitoires, ce qui est notamment le cas si la vitesse est prédictible à court terme ($\Delta v_{t,t+1}$ très faibles entre deux dates successives) et stable à long terme ($\Delta v_{t,t+1}$ non explosive pour tout $t \geq 0$) ; d'où l'intérêt pour une banque centrale de bien caractériser les propriétés dynamiques de la vitesse de circulation de la monnaie aux fins de conduite de sa politique monétaire.

1.2 Spécification du modèle théorique d'analyse

Pour l'étude des évolutions temporelles de la vitesse de circulation de la monnaie, Bordo et Jonung (1987) font remarquer que le recours à une analyse univariée, notamment à partir des approches de type « boîte noire » ne saurait révéler que des paradoxes. En effet, étant donnée la définition de la vitesse comme un ratio du PIB nominal sur un agrégat de monnaie, à un changement positif de la vitesse pourrait bien succéder un changement négatif dans les mêmes conditions, au gré des chocs subis aussi bien par le numérateur que par le dénominateur de ce ratio, et d'une certaine structure de retard d'ajustement de la demande de monnaie sur le revenu.

Afin de tenir compte de cette mise en garde, considérant l'équation des échanges qui depuis Jean Bodin au 17^{ème} siècle, formalise la théorie quantitative de la monnaie, laquelle selon Fisher (1920), définit la vitesse de circulation de la monnaie à la date $t \geq 0$ comme suit :

$$V_t = \frac{P_t T_t}{M_t}, \quad \forall t \geq 0 \quad (4)$$

où, en plus des notations précédentes, T_t désigne le volume des transactions réelles.

Deux observations méritent d'être faites à ce stade.

Premièrement, avec Alfred Marshall et Arthur Cecil Pigou, le volume des transactions réelles (T_t) est remplacé par le revenu réel (Y_t) mesuré par un *proxy*, le PIB réel, la plupart du temps. Or cette approximation ignore des éléments déterminants comme l'autoconsommation, les externalités, les revenus des facteurs reçus et/ou versés, les transactions de l'économie souterraine (voir par exemples Dupays (2008)

3. Le PIB nominal étant par définition un flux, à l'instar de Olivio et Miller (2000), nous utilisons, dans la définition de la vitesse de circulation de la monnaie, un agrégat de monnaie défini à la date $t \geq 0$ comme le logarithme de la moyenne arithmétique des stocks de monnaie des périodes $t - 1$ et t tel que : $m_t \equiv \ln \left(\frac{M_{t-1} + M_t}{2} \right)$.

et Nagels (1997) sur la remise en cause du PIB comme mesure du volume des transactions). Aussi, comme approximation envisageable, nous proposons la formulation suivante du volume des transactions :

$$T_t \equiv Y_t + \xi_t Y_t$$

où, pour tout $t \geq 0$, ξ_t désigne une variable aléatoire inobservable représentant un processus de bruit blanc, indépendante et identiquement distribuée suivant une loi normale $\mathcal{N}(0; \sigma_\xi^2)$, et telle que ξ_t est indépendante de P_t , Y_t et M_t .

Deuxièmement, selon Dickey et al. (1991), dans les travaux empiriques sur la théorie de la demande de monnaie, la vitesse de circulation de la monnaie (V_t) est une variable inobservable la plupart du temps approximée en fonction de certaines variables macroéconomiques considérées comme ses déterminants potentiels. Ils proposent en l'occurrence la spécification suivante :

$$\ln V_t^* = \ln V_t + E_t$$

où E_t est un terme d'erreur aléatoire de moyenne nulle associé à l'utilisation du *proxy* V_t^* , lequel est fonction de certaines variables macroéconomiques liées au comportement de dépenses et de thésaurisation des agents économiques.

A la lumière de ces deux remarques, nous retenons que la vitesse de circulation de la monnaie est une variable inobservable et le volume des transactions réelles est approximé suivant l'équation ci-dessus. Par conséquent, en tenant compte de tout ce qui précède, la relation (4) peut alors s'écrire :

$$V_t = \frac{P_t Y_t (1 + \xi_t)}{M_t}, \quad \forall t \geq 0 \quad (5)$$

soit en logarithme :

$$v_t = A' X_t + \xi_t, \quad \forall t \geq 0 \quad (6)$$

où $A' = (-1, 1, 1)$ et $X_t = (m_t, p_t, y_t)'$.

Il est aisé de voir que les propriétés statistiques de la vitesse (v_t), variable inobservable, peuvent être complètement étudiées à partir de celles des composantes de X_t , étant donné le processus de bruit blanc *i.i.d.* ξ_t . En effet, les moments d'ordre k , $k \in \mathbb{N}$, de la vitesse dépendent des moments jusqu'à l'ordre k , $k \in \mathbb{N}$, du vecteur de variables X_t , suivant la relation :

$$E [v_t]^k = E [A' X_t + \xi_t]^k, \quad \forall t \geq 0 \quad (7)$$

A titre illustratif, d'une part, la variation attendue de la vitesse de circulation de la monnaie entre deux dates successives $t - 1$ et t s'exprime, à un vecteur déterministe près (A notamment), à partir de la variation des composantes de X entre ces deux dates :

$$\Delta v_{t-1,t} = A' \Delta X_{t-1,t}, \quad \forall t \geq 1.$$

D'autre part, la variance de la vitesse dépend fondamentalement, à une forme quadratique déterministe près de la matrice de covariance des composantes du vecteur X_t , étant entendu que l'écart type σ_ξ^2 est par hypothèse constante pour tout $t \geq 0$:

$$V(v_t) = A' V(X_t) A + \sigma_\xi^2, \quad \forall t \geq 0.$$

En tenant compte de tout ce qui précède, il est donc établi que les propriétés dynamiques de la vitesse de circulation de la monnaie, variable inobservable, peuvent être complètement analysées à partir des propriétés dynamiques conjointes des composantes du vecteur $X_t \equiv (m_t, p_t, y_t)'$.

2 Approche économétrique

Suivant Assemacher-Wesche et Gerlach (2006), l'analyse des comportements dynamiques des composantes d'un vecteur est fréquemment menée dans le cadre de la cointégration⁴. Nous modélisons ainsi les comportements dynamiques des composantes de X_t à partir d'un modèle à correction d'erreur vectoriel (VECM). Par ailleurs, l'histoire des Etats membres de la CEMAC ayant été émaillée par plusieurs changements structurels liés aussi bien à des phénomènes économiques dont la dévaluation du franc CFA en 1994, et ces crises sociopolitiques graves, nous retenons une modélisation VECM avec changements structurels déterministes suivant la formulation de Hansen (2003). En effet, il est bien connu depuis Perron (1989) que la non prise en compte de ce type de changements structurels dans la modélisation pourrait induire des biais plus ou moins importants dans les résultats obtenus, lesquels en fragiliseraient alors le diagnostic quant à la réalité économique étudiée.

La suite de cette section se compose de trois sous-sections. La première présente le modèle VECM avec changements structurels déterministes, alors que la deuxième décrit la méthode de régression de rang réduit généralisée (GRRR) utilisée pour l'estimation de ses paramètres. Enfin, la troisième sous-section est consacrée à la description des tests statistiques que nous proposons pour tester des hypothèses de stabilité à long terme et de prédictibilité à court terme d'une combinaison linéaire déterministe particulière des composantes du vecteur des variables endogènes du modèle VECM.

2.1 Présentation du modèle économétrique

Soit un p -vecteur X_t dont les composantes sont toutes intégrées d'ordre un qui est décrit par un processus $VAR(k)$, $k > 1$. Alors d'après la transformée de Fuller, d'une part, et en tenant compte des changements structurels déterministes qui auraient affecté son évolution, d'autre part, Hansen (2003) souligne que sa dynamique peut être décrite par un processus $VECM(k-1)$, tel que :

$$\Delta X_t = \alpha(t)\beta'(t)X_{t-1}^* + \sum_{j=1}^{k-1} \Gamma_j(t)\Delta X_{t-j} + \Phi(t)D(t) + \varepsilon_t, \quad t = 1, \dots, T \quad (8)$$

où $\alpha(t)$ et $\beta(t)$ sont des matrices de plein-rang colonnes ; X_t^* est un $p+i$ -vecteur qui, en plus de X_t , a i composantes déterministes ($i \geq 0$) ; $\Gamma_j(t)$, $j \geq 0$ et $\Phi(t)$ sont respectivement des $p \times p$ et $p \times q$ matrices de paramètres ; D_t est un q -vecteur de variables déterministes ; et ε_t est un p -vecteur de termes d'erreurs aléatoires indépendantes et identiquement distribuées suivant une loi $\mathcal{N}(0, \Omega(t))$, avec $\Omega(t)$ la matrice de covariance de ε_t .

Afin d'éviter un accroissement dramatique de la dimension de l'espace des paramètres du modèle, compte tenu de la taille relativement faible de l'échantillon, nous considérerons une spécification particulière de (8) en ne retenant qu'un seul changement structurel survenu à la date T_B comprise entre les dates 1 et T .

⁴. Nous donnons la preuve de cette proposition en ce qui concerne la dynamique de la vitesse de circulation de la monnaie à l'annexe A.1.

Plus particulièrement, nous retenons les restrictions suivantes :

- $\forall t$, $\Omega(t) = \Omega$ et $\Gamma_j(t) = \Gamma_j$, $j = 1, \dots, k-1$;
- il n'y a pas de changement structurel dans les relations de cointégration, c'est-à-dire : $\beta(t) = \beta$, $\forall t$;
- nous supposons que le changement structurel qui affecte la dynamique de X_t se matérialise par un changement dans la force de rappel sur l'espace de cointégration d'une part, et un changement dans la composante déterministe, D_t , d'autre part, tels que : $\alpha(t) = [\alpha_1, \alpha_2 \mathbf{1}_t(T_B)]$, $\Phi(t) = [\Phi_1, \Phi_e]$ et $D_t = [1, \mathbf{1}_t(T_B)]'$;
- enfin, dans la mesure où la présence d'un trend linéaire dans le processus décrivant la vitesse de circulation de la monnaie à long terme n'est pas compatible avec la théorie économique, nous retenons que $X_t^* = X_t$, $\forall t$.

Au total, le modèle résultant de ces restrictions s'écrit pour $t = 1, \dots, T$:

$$\Delta X_t = (\alpha_1, \alpha_2) \begin{pmatrix} \beta & 0 \\ 0 & \beta \end{pmatrix}' \begin{pmatrix} X_{t-1} \\ X_{t-1} \mathbf{1}_t(T_B) \end{pmatrix} + \sum_{j=1}^{k-1} \Gamma_j \Delta X_{t-j} + \Phi_1 + \Phi_e \mathbf{1}_t(T_B) + \varepsilon_t \quad (9)$$

avec $\mathbf{1}_t(T_B) = 1$ si $t > T_B$, et 0 sinon.

2.2 Estimation des paramètres par la méthode GRRR

Aux fins d'estimation du modèle VECM avec changements structurels dont la spécification (9) est un cas particulier, Hansen (2003) généralise la régression de rang réduit proposée par Johansen (1988) pour l'estimation des VECM standards. Pour cela, en posant respectivement $Z_{0t} = \Delta X_t$, $Z_{1t} = (X'_{t-1}, X'_{t-1} \mathbf{1}_t(T_B))'$, $Z_{2t} = (\Delta X'_{t-1}, \dots, \Delta X'_{t-k+1}, 1, \mathbf{1}_t(T_B))'$, $A = (\alpha_1, \alpha_2)$, $B = \text{diag}(\beta, \beta)$ et $C = [\Gamma_1, \dots, \Gamma_{k-1}, \Phi_1, \Phi_e]$, le modèle (9) s'écrit alors :

$$Z_{0t} = AB'Z_{1t} + CZ_{2t} + \varepsilon_t, \quad t = 1, \dots, T \quad (10)$$

Par concaténation à droite pour $t = 1, \dots, T$ de cette dernière relation, puis par vectorialisation de l'équation concaténée, le modèle s'écrit enfin :

$$\text{vec}(Z_0) = [(Z_1' B, Z_2')] \otimes I_p G \psi + \text{vec}(E) \quad (11)$$

où $G\psi = \text{vec}(A, C)$; $\text{vec}(B) = H\phi + h$ et $\text{vec}(E)$ est distribué suivant une loi $\mathcal{N}(0, I_T \otimes \Omega)$, avec G et H respectivement des $p(r + p_2) \times p_\psi$ et $p_1 r \times p_\psi$ matrices de plein-rang colonnes dont les expressions explicites sont données à l'annexe A.2, p_1 et p_2 désignent respectivement le nombre de composantes de Z_1 et Z_2 , idem pour p_ϕ et p_ψ par rapport à ϕ et ψ , des vecteurs colonnes des paramètres inconnus du modèle.

Sous cette dernière forme, Hansen (2003) applique la méthode du maximum de vraisemblance à information complète de Johansen, en tenant toutefois compte de la structure particulière de son terme d'erreur. L'algorithme en trois étapes mis au point par Hansen pour obtenir les estimateurs du maximum de vraisemblance des paramètres du modèle est présenté à l'annexe A.3.

Sur la base des modèles estimés, il est alors possible d'implémenter des tests statistiques pour l'analyse de la prédictibilité et de la stabilité de la variable d'intérêt. C'est notamment l'objet de la sous-section suivante.

2.3 Tests statistiques des hypothèses de prédictibilité et de stabilité

Suivant Johannes et Raasche (1980), la stabilité au cours du temps des relations économiques jouant un rôle crucial dans la détermination de la politique économique la plus efficace à mettre en œuvre, il est important de la tester statistiquement, en particulier dans le domaine de la science économique, lorsque les relations sous revue sont utilisées à des fins de prévision (McCabe et Harrison, 1980).

2.3.1 Test de la stabilité structurelle

Nous avons retenu par définition que la vitesse de circulation de la monnaie sera dite stable à long terme si aucun changement structurel ne modifie significativement son profil temporel. Ainsi, pour tester de cette stabilité structurelle à partir des résultats d'estimation du modèle VECM ci-dessus, nous considérons le test de l'hypothèse nulle H_0 : « la structure de long terme du modèle n'a pas changé au cours du temps » ; hypothèse pour laquelle Brown et al. (1975) ont proposé un test, fondé sur la somme cumulée des résidus récursifs d'estimation du modèle, appelé *CUSUM test*.

Désignons par $\hat{\eta}_t$ les résidus récursifs de l'estimation du modèle VECM (9), définis tels que :

$$\hat{\eta}_{jt} = \frac{X_{jt} - \hat{X}_{jt}}{\hat{\sigma}_{\varepsilon_j}}, \quad \forall t = K + 1, \dots, T \quad (12)$$

où K est le nombre de paramètres estimés du modèle et j désigne la j ème composante de X .

Brown et al. (1975) définissent alors la statistique CUSUM comme suit :

$$CUSUM_{jt} = \left(\frac{T - K}{\sum_{i=K+1}^T \hat{\eta}_{ji}^2} \right) \sum_{i=K+1}^t \hat{\eta}_{ji}, \quad t = K + 1, \dots, T \quad (13)$$

Sur cette base, ils montrent que sous l'hypothèse nulle de stabilité structurelle, la statistique de test $CUSUM_t$ doit demeurer dans un intervalle délimité à chaque instant t , $t = K + 1, \dots, T$, par les deux droites A_1A_2 et B_1B_2 de coordonnées respectives :

$$A_1 = \left(\begin{array}{c} K \\ -\xi\sqrt{T-K} \end{array} \right), \quad A_2 = \left(\begin{array}{c} T \\ -3\xi\sqrt{T-K} \end{array} \right), \quad B_1 = \left(\begin{array}{c} K \\ +\xi\sqrt{T-K} \end{array} \right), \quad \text{et } B_2 = \left(\begin{array}{c} K \\ +3\xi\sqrt{T-K} \end{array} \right).$$

où ξ désigne le niveau de confiance du test.

2.3.2 Test de la stabilité conjoncturelle

Comme précédemment, nous avons retenu que la vitesse de circulation de la monnaie sera dite prédictible si, à court terme, aucun changement conjoncturel ne vient sensiblement altérer son taux de corissance. Aussi, pour tester cette prédictibilité, nous utilisons le test $CUSUMQ$ de stabilité conjoncturelle proposé par Brown et al. (1975). A l'instar du premier, ce test est également basé sur les résidus récursifs. A partir des notations précédentes, sous l'hypothèse nulle H_0 de stabilité conjoncturelle du modèle VECM estimé, la statistique de test est donnée par :

$$CUSUMQ_{jt} = \left(\frac{T - K}{\sum_{i=K+1}^T \hat{\eta}_{ji}^2} \right) \sum_{i=K+1}^t \hat{\eta}_{ji}^2, \quad t = K + 1, \dots, T \quad (14)$$

où $0 \leq CUSUMQ_{jt} \leq 1$, et sous H_0 , cette statistique doit demeurer dans un corridor délimité par les droites S_L^* et S_U^* ou les droites $-S_L^*$ et $-S_U^*$, avec :

$$\begin{aligned} S_L^* &= \pm c \times \left(\frac{t-K}{T-K} \right), & t = K+1, \dots, T-1 \\ S_U^* &= \pm c \times \left(\frac{t}{T-K} \right), & t = 1, \dots, T-K-1 \end{aligned}$$

et $c = \max_{1 \leq t \leq E[T/2]} \left| S_t - \frac{t}{E[T/2]} \right|$; $E[\cdot]$ désigne la partie entière de l'argument entre crochets. Pour la détermination de la statistique de Kolmogorov-Smirnov, c , McCabe et Harrison (1980) recommandent l'utilisation de la table⁵ de Durbin (1969, Table 1, p. 4), au seuil de confiance ξ , pour $E[T/2] - 1 < 100$.

En définitive, notre choix s'est porté sur les tests CUSUM et CUSUMQ en raison de leur attrait visuel qui repose sur le principe selon lequel, en traçant la courbe des sommes cumulées des résidus récursifs d'estimation de chacune des composantes du modèle avec le corridor formé de deux droites fonctions du niveau de confiance du test, le graphique indiquerait l'acceptabilité de l'hypothèse nulle de stabilité (structurelle/conjoncturelle), lorsque la courbe reste à l'intérieur de ce corridor.

Ainsi, puisque le vecteur $A = (-1, 1, 1)'$ est constant et indépendant du temps, alors nous déduirons à partir du modèle estimé que la vitesse de circulation de la monnaie est stable à long terme (resp. prédictible à court terme), si toutes les équations du modèle vectoriel à correction d'erreur (VECM) sont structurellement (resp. conjoncturellement) stables, au sens de Brown et al. (1975).

3 Résultats empiriques et interprétation

3.1 Présentation des données utilisées

Aux fins d'implémentation du protocole méthodologique retenu dans ce papier, notamment sur les économies des Etats membres de la CEMAC, nous avons utilisé les séries trimestrielles de la période⁶ « 1990 :1 - 2008 :3 », (i) des indices des prix à la consommation des ménages (IPC) produits par les Instituts Nationaux de la Statistique (INS) et les administrations nationales dédiées dans chaque Etat membre, (ii) les PIB réels trimestriels obtenus à l'aide de l'algorithme de Goldstein-Khan appliqué aux séries des PIB réels annuels extraits du fichier de la Programmation Monétaire de la BEAC, et (iii) l'agrégat de monnaie, calculé à la Olivio-Miller, à partir de la masse monétaire trimestrielle $M2$ produite chaque mois par la BEAC.

Les résultats des tests de racine unitaire de Phillips-Perron et de Zivot-Andrews (prise en compte d'une date de rupture endogène dans la dynamique de la variable) sont succinctement présentés dans la table 1 ci-dessous.

5. Plus précisément, pour $T - K$ pair, la valeur de c au seuil de confiance ξ du test bilatéral est celle à l'intersection de la ligne $n = \frac{1}{2}(T - K)$ et de la colonne $\xi/2$, avec $n \equiv E\left[\frac{T}{2}\right] - 1$, dans la table de Durbin. Si, en revanche, $T - K$ est impair, l'interpolation linéaire entre les valeurs tabulées au seuil $\xi/2$ pour $n_1 = \frac{1}{2}(T - K) - \frac{3}{2}$ et $n_2 = \frac{1}{2}(T - K) - \frac{1}{2}$ est alors suggérée.

6. Le choix de cette période est lié à la période de disponibilité des données, notamment en Guinée Equatoriale.

A la lecture de la table 1, il ressort, au seuil de confiance de 5%, que le test racine unitaire de Phillips-Perron conduit au non rejet de l'hypothèse nulle de racine unitaire pour toutes les variables de notre échantillon. En revanche, la prise en compte d'une date de rupture endogène dans la dynamique de la série permet de nuancer ce résultat. En effet, suivant le test de Zivot-Andrews, la série du logarithme de l'IPC n'est pas affectée d'une racine unitaire dans les six Etats membres, lorsqu'il est tenu compte de la rupture intervenue au premier trimestre 1994, à la suite de la dévaluation du franc CFA. En République Centrafricaine, le test rapporte comme date de rupture, le deuxième trimestre 1994, au contraire des autres Etats. Pour les séries des logarithmes du revenu réel et de l'agrégat de monnaie, à l'exception du revenu au Cameroun et de la masse monétaire en République Centrafricaine qui sont stationnaires autour d'une tendance déterministe avec rupture respectivement au quatrième trimestre 2000 et au premier trimestre 1994, toutes les autres variables sont affectées d'une racine unitaire selon le test de Zivot-Andrews, comme avec celui de Phillips-Perron.

D'une manière générale, le 1^{er} trimestre 1994 ressort comme la principale date de rupture mise en exergue par le test de Zivot-Andrews. Et, dans la mesure où, d'une part, l'approche de Hansen (2003) suppose connue la date de rupture, et d'autre part, sachant que la dévaluation du franc CFA a été un événement majeur pour les six économies de la CEMAC, nous retenons cette seule date de rupture structurelle dans la modélisation VECM avec break à la Hansen.

TABLE 1 – Résultats des tests de racine unitaire de Phillips-Perron et Zivot-Andrews

Pays	ln(<i>PIB</i>)		ln(<i>IPC</i>)		ln(<i>M2</i>)	
	P-P.	Z-A.	P-P.	Z-A.	P-P.	Z-A.
Cameroun	I(1)	I(0) - (C) 2000 :4	I(1)	I(0) - (C) 1994 :1	I(1)	I(1) - (B) 1993 :2
Rép.Centrafricaine	I(1)	I(1) - (B) 2002 :4	I(1)	I(0) - (C) 1994 :2	I(1)	I(0) - (C) 1994 :1
Congo	I(1)	I(1) - (C) 1999 :1	I(1)	I(0) - (B) 1994 :1	I(1)	I(1) - (C) 1993 :2
Gabon	I(1)	I(1) - (B) 1999 :1	I(1)	I(0) - (A) 1994 :1	I(1)	I(1) - (C) 1994 :1
Guinée Equat.	I(1)	I(1) - (B) 2004 :2	I(1)	I(0) - (C) 1994 :1	I(1)	I(1) - (C) 1995 :3
Tchad	I(1)	I(1) - (B) 1999 :4	I(1)	I(0) - (C) 1994 :1	I(1)	I(1) - (B) 2004 :4

Source : Estimations de l'auteur.

3.2 Résultats d'estimation et commentaires

Afin d'identifier le nombre de relations cointégrantes dans chaque Etat membre, nous avons implémenté le test de la trace de Johansen à partir du modèle VECM standard. Celui-ci ayant révélé l'existence d'une seule relation de cointégration dans chaque pays, nous avons considéré *a priori* que la dimension de l'espace de cointégration pour le modèle VECM avec break structurel est l'unité. Ce choix fait, nous avons alors estimé le modèle général avec changements structurels dans la force de rappel sur la trajectoire de long terme ($\alpha_1 + \alpha_2 \mathbf{1}_t(T_B)$) et dans la composante déterministe ($\Phi + \Phi_e \mathbf{1}_t(T_B)$). Avec ces modèles candidats, nous avons procédé à la comparaison du VECM avec breaks structurels au VECM standard en termes de significativité globale. Pour ce faire, nous avons réalisé un test du ratio de vraisemblance de l'hypothèse nulle⁷ suivante :

H_0 : « Le VECM sans changement structurel est globalement plus significatif que le VECM avec changements structurels ».

7. La formulation de cette hypothèse se justifie par le fait que nous avons imposé beaucoup de restrictions à notre VECM avec breaks structurels, compte tenu de la faible taille de l'échantillon, laquelle ne nous autorise pas ici à tenir compte de plus d'une date de rupture à l'instar de celles rapportées par les tests de racine unitaire de Zivot-Andrews (cf. Table 1).

Les résultats de ce test, présentés dans la Table 2 ci-dessous, montrent que les VECM qu'ils soient avec ou sans break, ont un contenu informationnel certain pour décrire la dynamique conjointe des variables du système. Toutefois, dans les six cas examinés, un pour chaque pays, la statistique du ratio de vraisemblance est strictement plus petite que la valeur critique du test au seuil de confiance de 5%, ce qui signifie que les observations faites ne suffisent pas pour rejeter l'hypothèse nulle H_0 . En d'autres termes, la prise en compte des changements structurels dans la modélisation VECM telle que nous l'avons faite n'améliore pas significativement le modèle sans break. En conséquence, nous avons choisi de poursuivre l'analyse avec les résultats d'estimation du VECM sans changement structurel. Ces résultats sont présentés à l'annexe B.

TABLE 2 – Résultats des tests du ratio de vraisemblance de comparaison des modèles avec et sans break

Modèle général : $\Delta X_t - [\alpha_1 + \alpha_2 \mathbf{1}_t(T_B)] \beta' X_{t-1} - \sum_{j=1}^{k-1} \Gamma_j \Delta X_{t-j} - \Phi_1 - \Phi_e \mathbf{1}_t(T_B) \sim \mathcal{N}(0, \Omega)$

Pays	Modèle	$\ln \mathcal{L}_{\max}$	Dof (n)	$\chi_{0.95}^2(n)$	$2 \ln \lambda(\mathbf{X}, \theta)$	$(k-1)$
Cameroun	VECM sous H_1	520.370	177	208.862	-	-
	VECM sous H_0	466.392	183	215.384	0.095	2
Rep. Centrafricaine	VECM sous H_1	605.074	189	221.898	-	-
	VECM sous H_0	559.391	195	228.404	0.068	1
Congo	VECM sous H_1	532.439	153	182.667	-	-
	VECM sous H_0	479.504	159	189.239	0.091	4
Gabon	VECM sous H_1	542.198	163	193.607	-	-
	VECM sous H_0	511.332	169	200.151	0.051	3
Guinée Equat.	VECM sous H_1	364.995	165	195.790	-	-
	VECM sous H_0	331.340	171	202.330	0.084	3
Tchad	VECM sous H_1	428.401	177	208.862	-	-
	VECM sous H_0	390.785	183	215.384	0.080	2

Source : Estimations de l'auteur.

Sur la base des résultats d'estimation des VECM, l'implémentation des tests de stabilité structurelle (CUSUM) et conjoncturelle (CUSUMQ) de la dynamique des variables endogènes, à savoir l'agrégat de monnaie, le niveau général des prix et le revenu réel, a fourni les représentations graphiques reprises à l'annexe C, pour chaque Etat membre de la CEMAC. A la lecture des graphiques de la figure 1, représentatifs des résultats des tests de stabilité structurelle au seuil de confiance de 5%, les principaux enseignements suivants peuvent être tirés pour l'ensemble des économies de la Sous-région.

Au Congo, le comportement à long terme de l'agrégat de monnaie exhiberait une relative instabilité à partir du deuxième trimestre 2005, période à laquelle l'évolution de cette variable s'infléchit suivant un rythme haussier qui rapproche sensiblement la courbe de la limite supérieure du corridor en juin 2008. Cette évolution sur ladite période est le corollaire du rapatriement soutenu des avoirs extérieurs par le Gouvernement de ce pays, lesquels avoirs se sont significativement renforcés avec la progression conjuguée des cours mondiaux du pétrole, qui se sont élevés au-dessus des 90 dollars US le baril, et des exportations nationales de pétrole brut (8% d'accroissement entre juin 2007 et juin 2008).

En Guinée Equatoriale, la courbe du CUSUM sur la relation de long terme du niveau général des prix sort du corridor au 1^{er} trimestre 1995, une année après la dévaluation du franc CFA, avant d'y revenir au premier trimestre 2000, à l'orée de l'exploitation intensive du pétrole dans le pays. Cette évolution caractériserait une relative instabilité de la relation sous-jacente, particulièrement en début de période d'observation, avant de revenir progressivement, mais très lentement vers une situation plutôt stable.

Une caractéristique commune aux économies congolaise et équato-guinéenne qui fournirait une raison éventuelle à cette évolution, se rapporterait à l'étroitesse structurelle de leur base productive hors pétrole et leur forte dépendance des revenus pétroliers hautement fluctuants.

Toutes choses égales par ailleurs cependant, au Cameroun, en RCA, au Gabon et au Tchad, les comportements à long terme des trois variables d'intérêt sont structurellement stables. Par conséquent, et en référence à notre cadre théorique d'analyse, il peut être retenu au seuil de confiance de 5% que la vitesse de circulation de la monnaie est stable à long terme au Cameroun, en République Centrafricaine, au Gabon et au Tchad. Toutefois, dans la mesure où les évolutions observées sur l'agrégat de monnaie et le niveau général des prix respectivement au Congo et en Guinée Equatoriale sont dues à des phénomènes purement transitoires, un léger « desserrement » du niveau de confiance du test à 10% nous amènerait à conclure que la vitesse de circulation de la monnaie serait aussi stable à long terme dans ces deux pays. Ces résultats corroboreraient ainsi la conclusion de Bain et Howells (2003) selon laquelle la théorie quantitative est par essence une théorie de long terme. De plus, la CEMAC étant un espace géographique avec des taux de bancarisation très faibles où les innovations financières sont plutôt très rares, la validité empirique de l'hypothèse de stabilité à long terme de la vitesse est compatible avec les modèles monétaires.

S'agissant de la prédictibilité de la vitesse de circulation de la monnaie, les résultats des tests de stabilité conjoncturelle (CUSUMQ) de Brown et al. (1975), repris sur la figure 2 à l'annexe C, montrent qu'à l'exception du Congo où la dynamique des variables endogènes serait conjoncturellement stable, dans tous les cinq autres pays, cette dynamique serait plutôt conjoncturellement instable ; la courbe sortant sensiblement du corridor de confiance dans tous les cas. Ce résultat implique donc que la vitesse de circulation de la monnaie n'est pas prédictible à court terme dans la majorité des pays de la Sous-région, excepté au Congo. En conséquence, les prévisions à court terme de l'évolution des agrégats de monnaie ne sauraient s'appuyer sur une quelconque hypothèse de « constance » ou de stabilité conjoncturelle de cette vitesse. Cette méprise pourrait induire des biais plus ou moins importants dans la détermination des niveaux d'injection et/ou de ponction de liquidité compatibles avec la stabilité des prix, d'une part, mais pourrait aussi incidemment fausser la quantité de monnaie nécessaire à l'accompagnement de la croissance économique, d'autre part.

En définitive, il peut être retenu que dans la CEMAC, même si elle n'est pas prédictible à court terme, la vitesse de circulation de la monnaie est structurellement stable, ce qui, en accord avec Serletis (1995), est particulièrement pertinent pour la conduite de la politique monétaire par la BEAC vers son objectif final à moyen terme de stabilité des prix.

Conclusion

L'objet de ce papier a été de vérifier, dans la zone d'émission de la BEAC, la validité de l'hypothèse de stabilité à long terme de la vitesse de circulation de la monnaie, hypothèse qui fonde sa base doctrinale vers son objectif final interne de stabilité des prix. A défaut de cette validité empirique, en référence à la théorie économique, l'hypothèse de prédictibilité à court terme de cette vitesse saurait suffir pour justifier ce fondement.

Pour ce faire, partant de l'équation des échanges de Cambridge, d'une part, et en considérant que la vitesse est une variable inobservable d'autre part, nous avons montré que sa dynamique à terme peut être valablement étudiée à partir d'un modèle vectoriel à correction d'erreur ayant pour variables endogènes la masse monétaire, le niveau général des prix et le PIB réel. A partir des résultats d'estimation de ce modèle dans chaque Etat membre de la CEMAC, les tests de stabilité conjoncturelle et structurelle implémentés sur la période 1990 :1 - 2008 :3 ont révélé que la vitesse de circulation de la monnaie n'est pas prédictible à court terme dans les pays de la CEMAC, alors qu'elle y serait plutôt stable à long terme. Ce résultat qui conforte ainsi le choix doctrinal de la BEAC dans sa zone d'émission, pour atteindre la stabilité des prix, a néanmoins deux implications majeures.

Premièrement, avec la validation empirique du message monétariste central, le rôle des agrégats de monnaie dans le cadre conceptuel de la politique monétaire de la BEAC se trouve renforcé. Cette dernière pourrait dans ces conditions envisager la conception d'une règle hybride de politique monétaire qui pondérerait dans une mesure à déterminer le "savant dosage" entre les instruments direct (masse monétaire par exemple) et indirect (TIAO) de politique monétaire.

Deuxièmement, la stabilité à long terme de la vitesse dans tous les Etats membres mettrait en exergue une certaine homogénéité des comportements de demande de monnaie dans les économies de la CEMAC, ce qui tendrait à justifier l'unicité de la politique monétaire de la BEAC dans l'Union Monétaire de l'Afrique Centrale, d'une part, et incidemment, la mise en place d'une Programmation monétaire sous-régionale, d'autre part, pour la détermination du niveau prévisionnel à long terme des agrégats de monnaie et de crédit compatible avec l'objectif final de stabilité des prix.

Références

- [1] ASSENMACHER-WESCHE K. & S. GERLACH (2006), “Interpreting Euro Area Inflation at High and Low Frequencies”, *CEPR Discussion Paper*, No. 5632.
- [2] BAIN K. & G.A. HOWELLS (2003), *Monetary Economics : Policy and Theoretical Basis*, Palgrave, MacMillan.
- [3] BALL L.M. (2002), “Short-Run Money Demand”, *NBER Working Paper*, No. W9235.
- [4] BERNANKE B.S. & M. GERTLER (1995), “Inside the Black Box : The Credit Channel of Monetary Policy Transmission”, *Journal of Economic Perspectives*, vol. 9, No. 4 (Fall), pp.27-48.
- [5] BORDO M.D. & L. JONUNG (1987), “The Stochastic Properties of Velocity : A New Interpretation”, *NBER Working Paper*, No. 2255.
- [6] BROWN R.J., J. DURBIN & J.M. EVANS (1975), “Techniques for Testing the Constancy of Regression Relationships Over Time”, *Journal of Royal Statistics Society*, B 37, pp.149-163.
- [7] CANZONERI M., R. CUMBY, B. DIBA & D. LÓPEZ-SALIDO (2008), “Monetary Aggregates and Liquidity in a Neo-Wicksellian Framework”, *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 40, No. 8, pp.1667-98.
- [8] COSGROVE M., C. SINGH & M. SHEEHAN (2008), “Euro Area Money Demand Stability”, *Journal of Business & Economics Research*, vol.6, No. 2, pp.15-21.
- [9] DICKEY D.A., D.W. JANSEN & D.L. THORNTON (1991), “A Primer On Cointegration with an Application to Money Income”, *Federal Reserve of ST Louis Review*, Issue March, pp.58-78.
- [10] DUPAYS S. (2008), *Déchiffrer les Statistiques Economiques et Sociales*, ed. Dunod.
- [11] DURBIN J. (1969), “Tests for Serial Correlation in Regression Analysis based on the Periodogram of Least-Squares Residuals”, *Biometrika*, vol. 56, No. 1, pp.1-15.
- [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. (1988), “Money and the Stock Market”, *Journal of Political Economy*, vol. 67, No. 2, pp.221-45.
- [14] HANSEN P.R. (2003), “Structural Changes in the Cointegrated Vector Autoregressive Model”, *Journal of Econometrics* No. 114, pp.261-95.
- [15] HUMPHREY T.M. (1993), “The Origins of Velocity Functions”, *Federal Reserve Bank of Richmond Economic Quarterly*, vol. 79, No. 4 (Fall).
- [16] JOHANNES J.M. & R.H. RAASCHE (1980), “Additional Information on Significance Values for Durbin’s c^+ , c^- and c Statistics”, *Biometrika*, vol. 67, No. 2, pp.511-4.
- [17] JOHANSEN S. (1988), “Statistical Analysis of Cointegration Vectors”, *Journal of Economic Dynamics and Control*, No. 12, pp.231-54.
- [18] JONDEAU E. & N. VILLERMAIN-LÉCOLLIER (1996), « La stabilité de la fonction de demande de monnaie aux Etats-Unis », *Revue économique*, vol.47, No. 5 (septembre), pp.1121-48.
- [19] KEYNES J.M. (1921), *A Treatise on Money*, London MacMillan.
- [20] LUCAS R.E. JR (1988), “Two Illustrations of the Quantity Theory of Money”, *The American Economic Review*, vol. 70, No. 5 (december), pp.1005-14.
- [21] MAGNUS J.R. & H. NEUDECKER (1988), *Matrix Differential Calculus with Applications in Statistics and Economics*, Wiley, New York.
- [22] MCCABE B.P.M. & M.J. HARRISON (1980), “Testing the Constancy of Regression Relationships Over Time Using Least-Squares Residuals”, *Applied Statistics*, vol. 29, No. 2, pp.142-8.
- [23] MELTZER A.H. (1963), “The Demand for Money : The Evidence from Time Series”, *Journal of Political Economy*, No. 71, pp.219-46.

- [24] MELTZER A.H. (2001), “The Transmission Process. In. D. Bundesbank (Ed)”, *The monetary transmission process : Recent developments and lessons for Europe*, pp.11-30, Palgrave, New York.
- [25] MISHKIN F. (1995), “Symposium on the Monetary Transmission Mechanism”, *Journal of Economic Perspectives*, vol. 9, No. 4, pp.3-10.
- [26] NAGELS J. (1997), *Eléments d'économie politique*, Edition ULB.
- [27] NELSON E. (2008), “Why Money Growth Determines Inflation in the Long-Run : Answering the Woodford Critique”, *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 40, No. 8, pp.1791-814.
- [28] OLIVIO V. & S.M. MILLER (2000), “The Long-Run Relationship between Money, Nominal GDP, and the Price Level in Venezuela : 1950 to 1996”, *Department of Economics Working Paper 2000-05*, University of Connecticut.
- [29] PERRON P. (1989), “The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis”, *Econometrica*, Econometric Society, vol. 57, No. 6, pp.1361-401.
- [30] SCHELLER H.K. (2006), *The European Central Bank, History, Role and Functions*, European Central Bank, Second revised Edition.
- [31] SERLETIS A. (1995), “Random Walks, Breaking Trend Functions, and the Chaotic Structure of the Velocity of Money”, *Journal of Business & Economic Statistics*, vol. 13, No. 4, pp.453-8.
- [32] SERLETIS A. & A. SHAHMORADI (2005), “Velocity and the Variability of Money Growth : Evidence from a VARMA, GARCH-M Model”, *Discussion Paper 2005-18*, Department of Economics, University of Calgary.
- [33] SRIRAM S.S. (2000), “A Survey of Recent Empirical Money Demand Studies”, *IMF Staff Papers, Palgrave Macmillan Journals*, vol. 47, No. 3 (september).
- [34] WANG W. & S. SHI (2001), “The Variability of Velocity of Money in a Search Model”, *Journal of Monetary Economics*, No. 53, pp.537-71.
- [35] WOODFORD M. (1995), “Price Level Determinacy Without Control of a Monetary Aggregate”, *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, Elsevier, vol. 4, No. 1, pp.1-46.
- [36] WOODFORD M. (2008), “How Important Is Money in the Conduct of Monetary Policy?”, *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 40, No. 8, pp.1561-98.
- [37] ZIVOT E. & D.W.K. ANDREWS (1992), “Further Evidence on the Great Crash, the Oil-Price Shock, and the Unit-Root Hypothesis”, *Journal of Business and Economic Statistics*, vol. 10, No. 3 (July), pp.251-70.

Annexe

Annexe A.1. : Analyse de la vitesse de circulation de la monnaie à partir d'un VECM - une preuve

Reprenons l'équation (6) du texte :

$$v_t = A'X_t + \xi_t, \quad \forall t = 1, \dots, T \quad (\text{A.1})$$

Au cas où nous aurions souhaité caractériser les comportements de la vitesse de circulation de la monnaie à partir d'une approche univariée, par ailleurs déconseillée par Bordo et Jonung (1987), nous aurions supposé par exemple que la variable v_t serait générée par un processus autorégressif d'ordre k ($AR(k)$), tel que :

$$v_t - \rho_1 v_{t-1} - \rho_2 v_{t-2} - \dots - \rho_k v_{t-k} = \eta_t \quad (\text{A.2})$$

$\eta_t \sim BB(0; \sigma_{\eta}^2)$, avec $E(\eta_t \xi_{t-j}) = 0$, $\forall j \in \mathbb{N}$, $\forall t$. En remplaçant, pour tout t , (A.1) dans (A.2), il vient :

$$A'X_t - \rho_1 A'X_{t-1} - \rho_2 A'X_{t-2} - \dots - \rho_k A'X_{t-k} = \eta_t - (\xi_t - \rho_1 \xi_{t-1} - \rho_2 \xi_{t-2} - \dots - \rho_k \xi_{t-k}) \quad (\text{A.3})$$

En posant $\varsigma_t = \eta_t \xi_t - \sum_{j=1}^k \rho_j \xi_{t-j}$, il est clair que :

$$E(\varsigma_t) = 0 \quad \text{et} \quad V(\varsigma_t) = \sigma_{\eta}^2 + \sigma_{\xi}^2 \left(1 + \sum_{j=1}^k \rho_j^2 \right), \quad \forall t$$

Comme, par définition, nous avons considéré, à l'instar de Dickey, Jansen et Thornton (1991), que la vitesse de circulation de la monnaie est une variable inobservable, les paramètres du modèle autorégressif $AR(k)$, en l'occurrence les paramètres σ_{η}^2 et ρ_j , $j = 1, \dots, k$, ne seront jamais connus. Toutefois, une version exploitable à partir de (A.3) pour étudier les comportements de la vitesse peut être obtenu en mettant la matrice A' en facteur, comme suit :

$$A' [X_t - \Gamma_1 X_{t-1} - \Gamma_2 X_{t-2} - \dots - \Gamma_k X_{t-k}] = \varsigma_t \quad \forall t \quad (\text{A.4})$$

où les Γ_j , $j = 1, \dots, k$, sont des $p \times p$ matrices de paramètres constants. Dans la mesure où l'ordre du processus autorégressif est quelconque, nous pouvons poser pour tout t :

$$X_t - \Gamma_1 X_{t-1} - \Gamma_2 X_{t-2} - \dots - \Gamma_k X_{t-k} = \varepsilon_t \quad (\text{A.5})$$

avec $E(\varepsilon_t) = 0$ et $V(\varepsilon_t) = \Omega_{\varepsilon}$.

Dans ces conditions, il est alors établi que les comportements de la variable inobservable v_t peuvent être étudiés, au facteur A' près, à partir de ceux du vecteur X_t qui, sous l'écriture (A.5) est décrit par un processus vectoriel autorégressif à k retards, $VAR(k)$. Ce dernier peut être aisément réécrit sous forme à correction d'erreur vectoriel à $k - 1$ retards, $VECM(k - 1)$, à partir de la transformation de Fuller. Ce qui achève la démonstration./-

Annexe A.2. : Expressions explicites des *sparse matrices* G et H

Les matrices de plein-rang colonnes G et H qui apparaissent dans les équations (10) et (11) sont respectivement définies comme suit :

$$G = \begin{pmatrix} I_{2p} & 0 & 0 \\ 0 & I_{p^2(k-1)} & 0 \\ 0 & 0 & I_{2p} \end{pmatrix} \quad \text{et} \quad H = \begin{pmatrix} 1 \\ 0 \\ 0 \\ 1 \end{pmatrix} \otimes I_p.$$

Annexe A.3. : Algorithme à 3 étapes de la régression de rang réduit généralisée proposé par Hansen (2003)

Afin de déterminer les estimateurs du maximum de vraisemblance à information complète des paramètres du modèle (10), Hansen (2003) a généralisé la régression de rang réduit généralisée proposée par Johansen (1988), en proposant un algorithme à 3 étapes qui peut être résumé comme suit :

(i)- Etape 1

En initialisant par exemple les matrices $B \equiv B^{(i-1)}$ et $\Omega \equiv \Omega^{(i-1)}$, on détermine l'estimateur des moindres carrés généralisés $\hat{\psi}^{(i)}$ de la matrice $\psi^{(i)} = \text{vec}(A^{(i)}, C^{(i)})$ à partir du modèle linéaire suivant :

$$\text{vec}(Z_0) = \left[\left(Z_1' B^{(i-1)}, Z_2' \right) \otimes I_p \right] G \psi^{(i)} + \text{vec}(E) \quad (\text{A.6})$$

où $\text{vec}(E) \sim \mathcal{N}(0, I_T \otimes \Omega^{(i-1)})$.

(ii)- Etape 2

A partir des EMCG $\hat{A}^{(i)}$ et $\hat{C}^{(i)}$, on détermine l'EMCG $\hat{\phi}^{(i)}$ à l'aide du modèle ajusté suivant :

$$\text{vec}(Z_0 - \hat{C}^{(i)} Z_2) = \left[\left(Z_1' \otimes \hat{A}^{(i)} \right) K_{mp_1, r} \right] H \phi^{(i)} + \text{vec}(E) \quad (\text{A.7})$$

de cet estimateur nous déduisons alors l'EMCG, $\hat{B}^{(i)}$ à partir de l'expression suivante :

$$\text{vec}(\hat{B}^{(i)}) = H \hat{\phi}^{(i)} + h \quad (\text{A.8})$$

(iii)- Etape 3

Cette ultime étape consiste à calculer l'EMCG $\hat{\Omega}^{(i)}$ de la matrice de covariance du terme d'erreur, à partir dumodèle concaténé à droite et empilé pour $t = 1, \dots, T$, tel que :

$$\hat{\Omega}^{(i)} = \frac{1}{T} \hat{E}^{(i)} \hat{E}^{(i)'} \quad (\text{A.9})$$

avec

$$\hat{E}^{(i)} = Z_0 - \hat{A}^{(i)} \hat{B}^{(i)'} Z_1 - \hat{C}^{(i)} Z_2 \quad (\text{A.10})$$

Il est alors possible de calculer la log-vraisemblance dont l'expression compacte est donnée par :

$$\mathcal{L}_{\max}^{-2/T} \left(\hat{A}^{(i)}, \hat{B}^{(i)}, \hat{C}^{(i)}, \hat{\Omega}^{(i)} \right) = (2\pi)^p \left| \hat{\Omega}^{(i)} \right| \quad (\text{A.10})$$

$K_{mp_1 r}$ désigne la matrice de permutation de format $mp_1 r$ (voir Magnus et Neudecker, 1988, pp.54-6), où m désigne le nombre de dates de ruptures choisies dans le modèle, p_1 est la taille du vecteur empilé Z_1 , et r est la dimension de l'espace de cointégration, c'est-à-dire le rang de la matrice $\hat{B}^{(i)}$. Les étapes (i) à (iii) sont alors répétées de façon itérative jusqu'à convergence, pour l'obtention des estimateurs du maximum de vraisemblance à information complète, *i.e.* ceux donnant un point stationnaire de la log-vraisemblance.

En désignant par $M_{ij} = \frac{1}{T} Z_i Z_j'$, $i, j = 0, 1, 2$, les matrices des moments d'ordre 2 des variables du modèle, Hansen donne les expressions définitives suivantes des EMVIC des paramètres estimés :

$$\begin{aligned} \text{vec}(\hat{A}, \hat{C}) &= G \left[G' \begin{pmatrix} \hat{B}' M_{11} \hat{B} & \hat{B}' M_{12} \\ M_{21} \hat{B} & M_{22} \end{pmatrix} \otimes \hat{\Omega}^{-1} \right]^{-1} G' \text{vec} \left[\hat{\Omega}^{-1} \begin{pmatrix} M_{01} \hat{B}, & M_{02} \end{pmatrix} \right] \\ \text{vec}(\hat{B}) &= H \left[H' \left(\hat{A}' \hat{\Omega}^{-1} \hat{A} \otimes M_{11} \right) H \right]^{-1} H' \text{vec} \left[\left(M_{10} - M_{12} \hat{C}' \right) \hat{\Omega}^{-1} \hat{A} \right] \\ \hat{E} &= Z_0 - \hat{A} \hat{B}' Z_1 - \hat{C} Z_2 \\ \hat{\Omega} &= \frac{1}{T} \hat{E} \hat{E}' \\ \mathcal{L}_{\max}^{-2/T} \left(\hat{A}, \hat{B}, \hat{C}, \hat{\Omega} \right) &= (2\pi)^p \left| \hat{\Omega} \right| \end{aligned}$$

Enfin, pour que les trajectoires de long terme soient interprétables économiquement, Hansen propose que les vecteurs cointégrants soient normalisés tels que $\hat{B}' M_{11} \hat{B} = I_{mr_1}$. Enfin, il montre que les distributions asymptotiques des statistiques pibotales de tests sur les paramètres du modèle sont des χ^2 dont le nombre de degrés de liberté dépend des hypothèses testées./-

TABLE 3 – Résultats d'estimation du VECM sur l'économie camerounaise

Sample (adjusted) : 1990Q4 2008Q3			
Included observations : 72 after adjustments			
Standard errors in ()			
Cointegrating Eq :		CointEq1	
m_{t-1}		1	
p_{t-1}		-1.675	
		(-0.37)	
y_{t-1}		-0.765	
		(-0.261)	
Error Correction :	Δm_t	Δp_t	Δy_t
CointEq1	-0.042	0.005	0.002
	(-0.009)	(-0.012)	(-0.014)
Δm_{t-1}	0.539	-0.047	-0.049
	(-0.109)	(-0.139)	(-0.165)
Δm_{t-2}	-0.424	0.003	0.222
	(-0.100)	(-0.128)	(-0.152)
Δp_{t-1}	0.259	0.215	-0.04
	(-0.096)	(-0.123)	(-0.146)
Δp_{t-2}	0.116	0.251	0.04
	(-0.102)	(-0.130)	(-0.154)
Δy_{t-1}	0.072	0.036	0.513
	(-0.081)	(-0.104)	(-0.123)
Δy_{t-2}	-0.022	0.051	0.078
	(-0.083)	(-0.106)	(-0.125)
\tilde{R}^2	0.538	-0.044	0.236
SCR	0.037	0.061	0.086
S.E. equation	0.024	0.031	0.036
<i>F</i> – statistic	14.758	0.501	4.664
Log likelihood	170.238	152.544	140.233
Schwarz SC	-4.313	-3.822	-3.48
Log likelihood		466.392	
Schwarz criterion		-11.53	

TABLE 4 – Résultats d'estimation du VECM sur l'économie centrafricaine

Sample (adjusted) : 1990Q3 2008Q3			
Included observations : 73 after adjustments			
Standard errors in ()			
Cointegrating Eq : CointEq1			
m_{t-1}	1		
p_{t-1}	-1.346		
	(-1.302)		
y_{t-1}	3.836		
	(-1.445)		
Error Correction :	Δm_t	Δp_t	Δy_t
CointEq1	-0.009	-0.003	-0.006
	(-0.009)	(-0.008)	(-0.002)
Δm_{t-1}	0.585	-0.256	-0.044
	(-0.115)	(-0.096)	(-0.027)
Δp_{t-1}	-0.245	0.102	-0.045
	(-0.166)	(-0.139)	(-0.039)
Δm_{t-1}	-0.356	0.186	0.477
	(-0.441)	(-0.370)	(-0.103)
\tilde{R}^2	0.456	0.144	0.267
SCR	0.086	0.060	0.005
S.E. equation	0.035	0.030	0.008
F-statistic	21.084	5.051	9.732
Log likelihood	142.672	155.544	248.819
Schwarz SC	-3.674	-4.026	-6.582
Log likelihood		559.391	
Schwarz criterion		-14.444	

TABLE 5 – Résultats d'estimation du VECM sur l'économie congolaise

Sample (adjusted) : 1991Q2 2008Q3			
Included observations : 70 after adjustments			
Standard errors in ()			
Cointegrating Eq : CointEq1			
m_{t-1}	1		
p_{t-1}	0.842		
	(-1.859)		
y_{t-1}	1.033		
	(-1.605)		
Error Correction :	Δm_t	Δp_t	Δy_t
CointEq1	0.001	-0.006	-0.003
	(-0.003)	(-0.002)	(-0.001)
Δm_{t-1}	0.475	0.091	-0.080
	(-0.130)	(-0.097)	(-0.031)
Δm_{t-2}	-0.391	-0.139	-0.029
	(-0.129)	(-0.097)	(-0.030)
Δm_{t-2}	0.485	0.272	-0.019
	(-0.134)	(-0.100)	(-0.032)
Δm_{t-4}	-0.310	0.024	0.040
	(-0.136)	(-0.102)	(-0.032)
Δp_{t-1}	-0.152	0.136	-0.070
	(-0.180)	(-0.135)	(-0.042)
Δp_{t-2}	-0.162	0.153	-0.007
	(-0.170)	(-0.128)	(-0.040)
Δp_{t-3}	-0.315	0.026	-0.039
	(-0.168)	(-0.126)	(-0.040)
Δp_{t-4}	0.236	-0.046	-0.064
	(-0.172)	(-0.129)	(-0.041)
Δy_{t-1}	-0.673	-0.037	0.156
	(-0.453)	(-0.340)	(-0.107)
Δy_{t-2}	-0.572	-0.052	0.082
	(-0.421)	(-0.316)	(-0.099)
Δy_{t-4}	-0.112	-0.139	-0.001
	(-0.422)	(-0.317)	(-0.100)
Δy_{t-4}	-0.195	0.166	-0.284
	(-0.375)	(-0.282)	(-0.089)
\tilde{R}^2	0.305	0.073	0.303
SCR	0.140	0.079	0.008
Log likelihood		479.504	
Schwarz criterion		-11.151	

TABLE 6 – Résultats d'estimation du VECM sur l'économie gabonaise

Sample (adjusted) : 1991Q1 2008Q3			
Included observations : 71 after adjustments			
Standard errors in ()			
Cointegrating Eq : CointEq1			
m_{t-1}	1		
p_{t-1}	-1.145		
	(-0.392)		
y_{t-1}	1.782		
	(-0.487)		
t	0.022		
	(-0.003)		
C	8.393		
Error Correction :	Δm_t	Δp_t	Δy_t
CointEq1	-0.058	0.140	-0.006
	(-0.019)	(-0.029)	(-0.015)
Δm_{t-1}	0.826	-0.313	-0.002
	(-0.114)	(-0.178)	(-0.089)
Δm_{t-2}	-0.446	-0.099	0.036
	(-0.140)	(-0.220)	(-0.110)
Δm_{t-3}	0.398	-0.106	-0.052
	(-0.109)	(-0.171)	(-0.086)
Δp_{t-1}	-0.097	-0.112	-0.055
	(-0.074)	(-0.116)	(-0.058)
Δp_{t-2}	0.077	-0.134	-0.014
	(-0.079)	(-0.125)	(-0.062)
Δp_{t-3}	-0.122	0.021	0.022
	(-0.080)	(-0.126)	(-0.063)
Δy_{t-1}	0.185	-0.350	0.494
	(-0.166)	(-0.261)	(-0.131)
Δy_{t-2}	-0.169	0.026	0.143
	(-0.189)	(-0.297)	(-0.149)
Δy_{t-3}	0.395	-0.144	-0.106
	(-0.170)	(-0.267)	(-0.133)
C	-0.006	0.000	0.003
	(-0.003)	(-0.005)	(-0.003)
\tilde{R}^2	0.563	0.218	0.196
Log likelihood	174.526	142.527	191.701
Schwarz SC	-4.256	-3.354	-4.740
Log likelihood		511.332	
Schwarz criterion		-12.182	

TABLE 7 – Résultats d'estimation du VECM sur l'économie équato-guinéenne

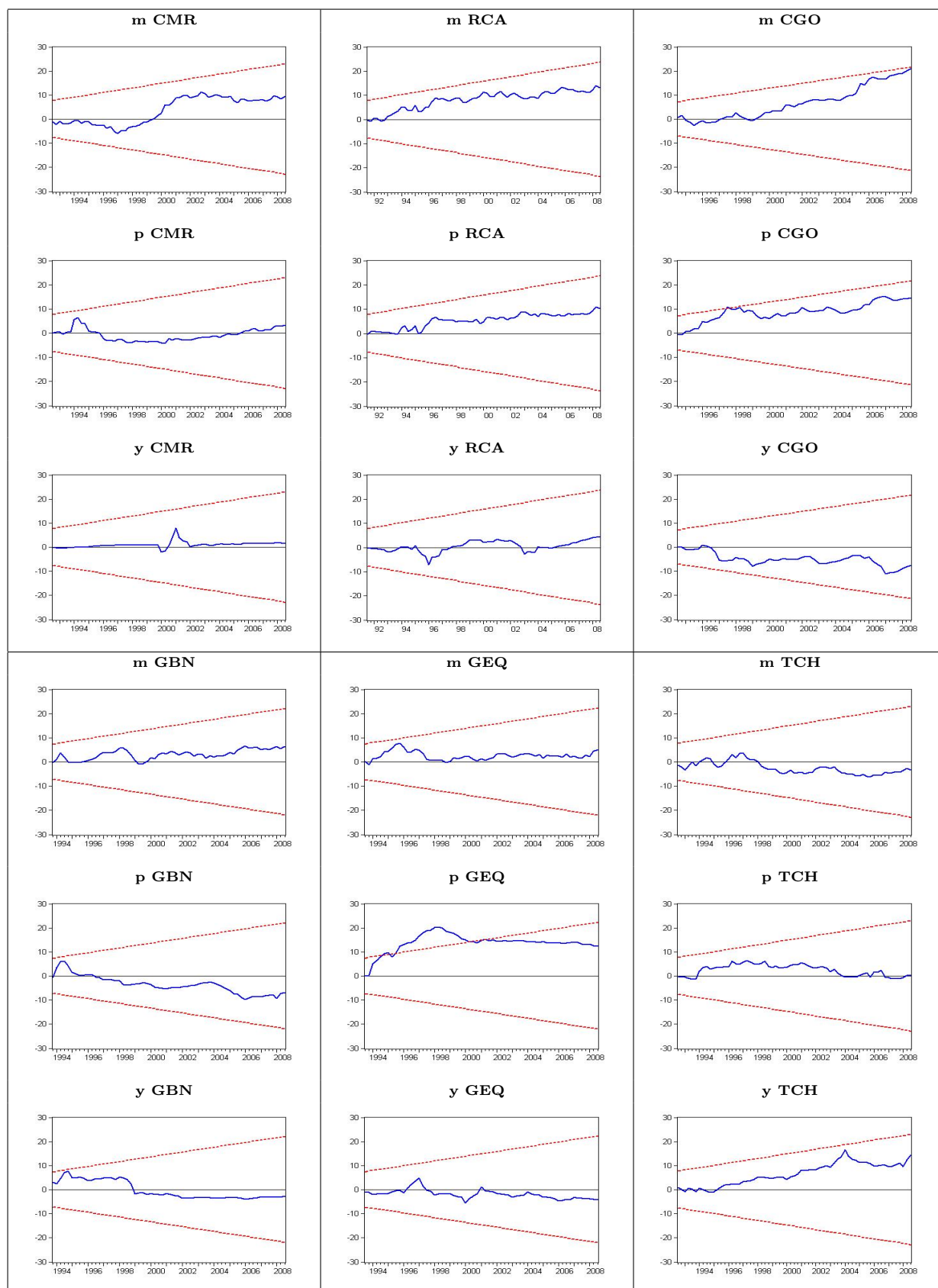
Sample (adjusted) : 1991Q1 2008Q3			
Included observations : 71 after adjustments			
Standard errors in ()			
Cointegrating Eq : CointEq1			
m_{t-1}	1		
p_{t-1}	1.732		
	(-0.184)		
y_{t-1}	0.893		
	(-0.196)		
Error Correction :	Δm_t	Δp_t	Δy_t
CointEq1	-0.042	0.013	0.021
	(-0.016)	(-0.010)	(-0.010)
Δm_{t-1}	0.504	0.046	-0.025
	(-0.123)	(-0.080)	(-0.082)
Δm_{t-2}	-0.234	-0.163	-0.009
	(-0.137)	(-0.089)	(-0.092)
Δm_{t-3}	0.188	0.068	0.000
	(-0.117)	(-0.076)	(-0.078)
Δp_{t-1}	-0.384	0.014	-0.085
	(-0.195)	(-0.127)	(-0.130)
Δp_{t-2}	0.088	0.065	-0.234
	(-0.201)	(-0.131)	(-0.134)
Δp_{t-3}	-0.093	-0.256	0.072
	(-0.204)	(-0.132)	(-0.136)
Δy_{t-1}	-0.101	-0.110	0.509
	(-0.197)	(-0.128)	(-0.131)
Δy_{t-2}	0.110	0.146	0.125
	(-0.212)	(-0.138)	(-0.141)
Δy_{t-3}	0.134	-0.044	-0.083
	(-0.196)	(-0.128)	(-0.131)
\tilde{R}^2	0.268	-0.025	0.231
SCR	0.328	0.138	0.146
Log likelihood	90.189	120.795	118.959
Schwarz SC	-1.940	-2.802	-2.751
Log likelihood		331.340	
Schwarz criterion		-7.352	

TABLE 8 – Résultats d'estimation du VECM sur l'économie tchadienne

Sample (adjusted) : 1990Q4 2008Q3			
Included observations : 72 after adjustments			
Standard errors in ()			
Cointegrating Eq : CointEq1			
m_{t-1}	1		
p_{t-1}	1.062		
	(-0.296)		
y_{t-1}	1.302		
	(-0.301)		
Error Correction :			
	Δm_t	Δp_t	Δy_t
CointEq1	-0.092	-0.008	0.001
	(-0.025)	(-0.029)	(-0.009)
Δm_{t-1}	0.680	-0.124	0.009
	(-0.101)	(-0.121)	(-0.037)
Δm_{t-2}	-0.471	-0.027	-0.044
	(-0.100)	(-0.119)	(-0.036)
Δp_{t-1}	-0.035	0.080	0.024
	(-0.104)	(-0.124)	(-0.038)
Δp_{t-2}	0.010	-0.252	-0.039
	(-0.104)	(-0.124)	(-0.038)
Δy_{t-1}	-0.221	0.258	0.637
	(-0.344)	(-0.411)	(-0.126)
Δy_{t-2}	0.662	0.041	0.158
	(-0.368)	(-0.439)	(-0.135)
\tilde{R}^2	0.439	-0.031	0.346
SCR	0.201	0.286	0.027
Log likelihood	109.536	96.865	181.944
Schwarz SC	-2.627	-2.275	-4.638
Log likelihood		390.785	
Schwarz criterion		-9.430	

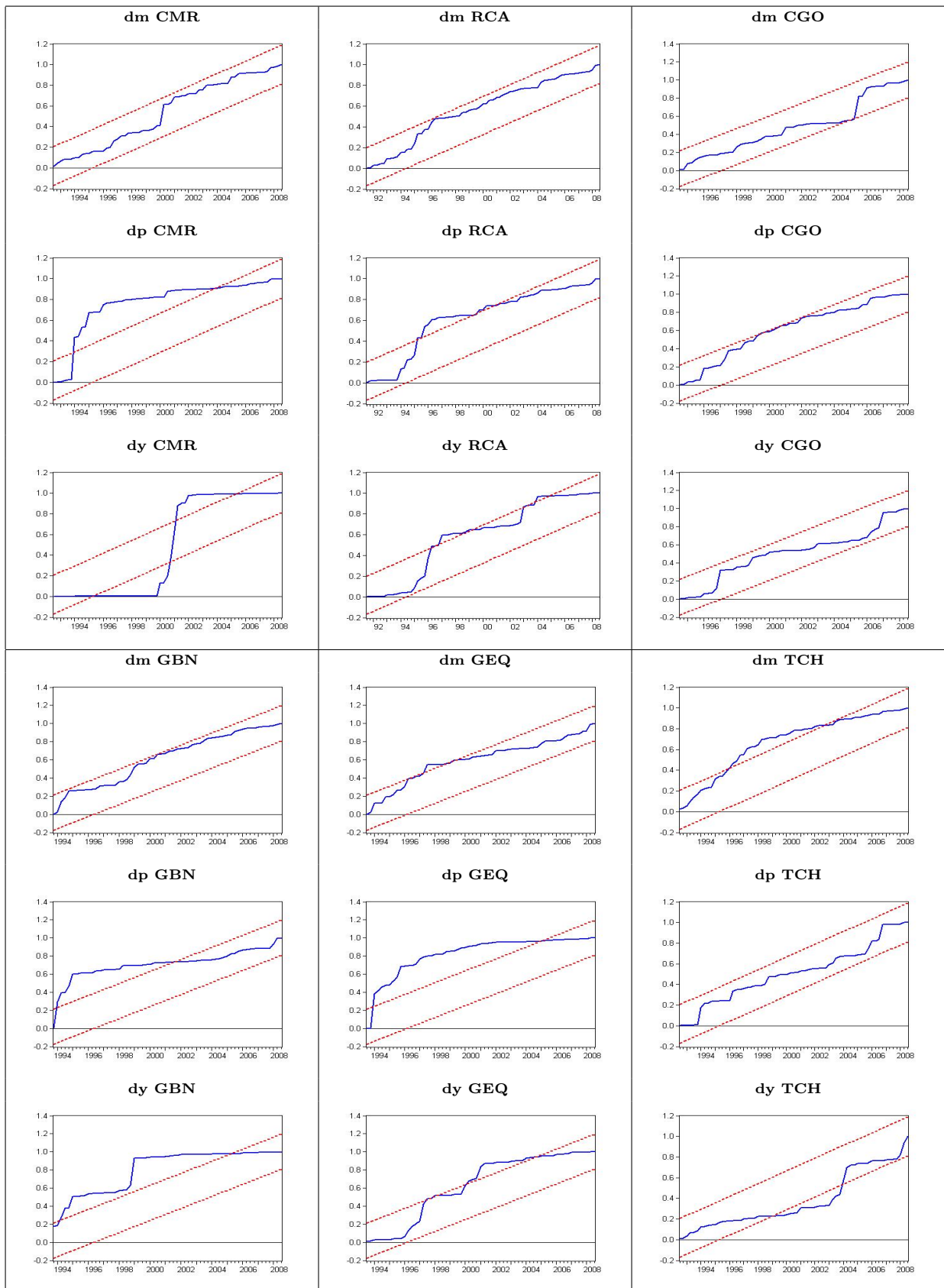
Annexe C : Résultats graphiques des tests de stabilité structurelle et conjoncturelle

FIGURE 1 – Représentation graphique des résultats des tests de stabilité structurelle (CUSUM)



Source : Travaux de l'auteur.

FIGURE 2 – Représentation graphique des résultats des tests de stabilité conjoncturelle (CUSUMQ)



Source : Travaux de l'auteur.