



Munich Personal RePEc Archive

Monetary policy transmission: the case of the CEMAC

MEZUI-MBENG, Pamphile

Université Nancy 2, CEREFIGE

27 August 2010

Online at <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/26032/>
MPRA Paper No. 26032, posted 20 Apr 2011 13:42 UTC

Transmission de la politique monétaire (le cas des pays de la CEMAC)

Pamphile MEZUI-MBENG*

RESUME

Cet article analyse le processus par lequel la politique monétaire influence les économies des six pays de la Communauté Economique et Monétaire de l'Afrique Centrale (CEMAC) au cours de la période 1980-2008. Après avoir identifié les canaux du taux d'intérêt, du crédit et de la monnaie, nous montrons que la politique monétaire a abouti à des effets différenciés sur les économies de la sous-région. En particulier, l'ampleur des chocs sur les variables de la transmission monétaire conduit à des différences importantes entre les pays à court et à long terme.

Classification JEL : C32, E52, E58, F47, P24

Mots clés : CEMAC, politique monétaire, modèles VAR

ABSTRACT

This article analyzes the process by which the monetary policy influences economies of the six countries of the Economic and Monetary Community of Central Africa (CEMAC) during the period 1980-2008. After having identified the channels of interest rate, credit and currency, we show that the monetary policy ended in differentiated effects on the economies of the sub-region. In particular, extent of the shocks on the variables of the monetary transmission led to important differences between the countries with short and long-term.

JEL Classification : C32, E52, E58, F47, P24

Keywords: CEMAC, monetary policy, VAR models.

* Département d'économie de l'Université Omar Bongo (Libreville – Gabon). Email : mezui@univ-nancy2.fr

Introduction

Le débat sur l'interaction entre la sphère monétaire et la sphère réelle, qui a longtemps opposé keynésiens et monétaristes², s'est progressivement mué en clivage plus subtil depuis l'apparition de la thèse consensuelle admettant l'impact non négligeable de la monnaie sur l'activité économique (FRIEDMAN et SCHWARTZ (1963) ; STIGLITZ et WEISS (1981)³ ; LAVIGNE et VILLIEU (1996)). A cet égard, dans le cadre d'une zone monétaire, on peut chercher à vérifier l'homogénéité des effets de la politique monétaire commune sur les états membres en vue d'apprécier la cohérence de la zone. C'est le cas notamment pour la zone CEMAC où, à notre connaissance, cette question est ignorée par la littérature.

En effet, plusieurs travaux montrent qu'en présence de disparités dans la structure financière⁴ des pays d'un même ensemble régional, l'hétérogénéité des mécanismes de transmission de la politique monétaire peut s'accroître et aboutir à des distorsions importantes au niveau des effets de la politique monétaire entre les pays, certains pouvant répondre fortement et/ou rapidement à un choc monétaire, alors que d'autres ne réagiraient que faiblement et/ou lentement (NUBUKPO (2007) ; DIAGNE et DOUKOURE (2000) ; HERICOURT et MATEI (2007) ; OROS et ROMOCEA-TURCU (2008)).

La littérature sur la transmission de la politique monétaire montre que celle-ci influence généralement la sphère réelle à travers quatre principaux canaux. : le taux d'intérêt, le taux de change, le crédit et la masse monétaire (LAVIGNE et VILLIEU (1996) ; COUDERT et MOJON (1997) ; BAGLIANO et FAVERO (1998) ; BERNANKE et BLINDER (1992) ; CHRISTIANO, EICHENBAUM et EVANS (1999) ; MALISZEWSKI (1999 et 2002) ; CREEL et LEVASSEUR (2006) ; ELBOURNE et DE HANN (2006) ; BORDES, CLERC et MARIMOUTOU (2007) ; BORDES et CLERC (2007) ; HERICOURT et MATEI (2006), OROS et ROMOCEA-TURCU (2008) ; NUBUKPO (2007) ; DIAGNE et DOUKOURE (2000)).

Par ailleurs, la transmission de la politique monétaire met exergue trois phénomènes contre-intuitifs désignés price-puzzle, liquidity puzzle et exchange rate

² Pour les premiers, la politique monétaire agit uniquement sur les prix relatifs des actifs monétaires, financiers et réels qui affectent à leurs tours la consommation et l'investissement et le capital. Pour les seconds, les impulsions monétaires se transmettent uniquement par le taux d'intérêt.

³ La prise en compte de l'asymétrie informationnelle dans la relation prêteur-emprunteur permet de montrer que le rationnement du crédit est une réponse optimale aux variations de taux créditeurs impulsées par les autorités monétaires.

⁴ Notamment lorsque les taux d'inflation sont différents ou dans le cas d'une forte de variabilité des taux d'intérêt et taux de change réels

puzzle. L'effet price-puzzle se définit comme une accélération de l'inflation suite à un resserrement monétaire (CASTELNUEVO et SURICO, 2006). L'effet liquidity-puzzle correspond à l'accroissement du taux d'intérêt après un choc positif sur la quantité de monnaie en circulation (LEEPER et GORDON, 1992). Enfin, l'échange rate-puzzle traduit une dépréciation du taux de change consécutive à une augmentation du taux d'intérêt (CREEL et LEVASSEUR, 2006).

Dans le cas de la CEMAC, la politique monétaire est définie par la Banque des Etats de l'Afrique Centrale (BEAC). Son évolution peut être subdivisée en deux phases : la période précédant 1990, d'une part, la période post 1990, d'autre part.

Avant octobre 1990, les statuts de la BEAC ne définissent pas un objectif clair de la politique monétaire. Cependant, cette dernière vise globalement à mettre la monnaie et le crédit au service des Etats dans le but d'atteindre leur développement économique. Les instruments principalement utilisés par la BEAC sont alors les taux d'intérêt, les plafonds globaux de réescompte, les réserves obligatoires et le contrôle du crédit. Sur le plan théorique, la politique monétaire de la BEAC au cours de cette période est fondée sur les postulats de la répression financière à laquelle sont associés les noms de McKINNON et SHAW. En effet, elle est caractérisée par la faiblesse des taux d'intérêt et l'allocation sectorielle du crédit. Selon BEKOLO-EBE (2001), elle vise le développement d'une économie de rente. Par ailleurs, les mécanismes de contrôle de l'activité des banques et des établissements de crédit, avérés inefficaces, ne permettent pas d'apprécier la santé des banques (AVOM et EYEFA EKOUMOU, 2001).

La politique monétaire de la BEAC a régulièrement soutenu l'activité économique jusqu'à l'effondrement des cours des produits de base⁵ en 1985-1986. La zone enregistre alors une détérioration⁶ considérable de sa situation monétaire et l'ampleur de la crise est telle que la stratégie monétaire de la BEAC s'avère inopérante⁷, obligeant les pays membres à initier des réformes.

En effet, dès 1991, la BEAC a entrepris des réformes consistant à abandonner les mécanismes rigides au profit d'une politique plus souple caractérisée par l'institution de la

⁵ Ces produits sont le cacao, le café, le coton, la banane, le pétrole brut, la canne à sucre,...

⁶ L'effondrement des cours mondiaux des produits de base conjugué à l'expansion rapide du crédit intérieur en 1985-1986 ont fait passer les avoirs extérieurs nets de la zone de 109,2 milliards FCFA en 1985 à 140 milliards FCFA en 1986 et 242 milliards en 1989. Le Compte d'Opérations qui totalisait 209,7 milliards au 31 décembre 1985 est devenu débiteur de 74,8 milliards au 31 décembre 1987.

⁷ Cette période a été caractérisée par une politique des taux d'intérêt trop restrictive par rapport à une conjoncture interne et externe très fluctuante ; une politique de sélectivité du crédit contreproductive par rapports aux effets escomptés et une technique des plafonds globaux de réescompte trop rigide pour favoriser la concurrence interbancaire.

Programmation Monétaire⁸ avec pour objectifs la stabilité⁹ monétaire, le renforcement du dispositif de surveillance bancaire marquée par la création de la Commission Bancaire de l'Afrique Centrale (COBAC) et la promotion d'un système financier intégré concrétisée par la création du Marché Monétaire en juillet 1994. Dès lors, le nouveau dispositif de régulation monétaire consacre l'abandon des instruments de contrôle direct et sélectif du crédit (taux privilégiés, plafonds de refinancement...). D'un point de vue théorique, la nouvelle politique monétaire de la banque centrale semble inspirée par deux postulats de la théorie monétariste : la stabilité des prix, en vue de garantir une évolution durable de l'économie le long de son sentier de croissance, d'une part ; la définition de l'inflation comme un phénomène exclusivement monétaire, d'autre part.

L'identification des mécanismes de transmission de la politique monétaire au sein des pays de la CEMAC constitue un enjeu de politique économique dans la mesure où elle permet d'apprécier l'efficacité de cet instrument. Par ailleurs, cette question revêt un intérêt particulier compte tenu des réformes mises en œuvre par la Banque des Etats de l'Afrique Centrale à partir de 1991.

Quels sont les mécanismes de transmission monétaire dans les économies de la CEMAC ?

C'est précisément à cette question que tente de répondre la présente étude qui vise deux objectifs : identifier les canaux de transmission de la politique monétaire en zone CEMAC (partie 1) ; étudier l'impact des chocs monétaires dans les économies de cette union (partie 2).

I. Les canaux de transmission de la politique monétaire en zone CEMAC

Pour identifier les canaux de transmission de la politique monétaire dans la CEMAC, nous procédons tout d'abord à la présentation du modèle. Nous analysons ensuite les résultats empiriques.

A. Le modèle

A l'instar de HALDANE (1993), nous retenons un Modèle Vectoriel Autoregressif (VAR) sans restriction pour identifier les canaux de transmission de la politique monétaire en zone CEMAC.

⁸ Il est axé autour des objectifs de refinancement et des objectifs intermédiaires (masse monétaire M2 et crédits à l'économie) fondé sur des prévisions à court et moyen terme de l'évolution de l'activité économique.

⁹ Concrètement, il s'agit de garantir un taux de couverture extérieure supérieur ou égal à 20 % et un taux d'inflation annuelle moyen ne dépassant pas 3%, à l'instar de la zone euro.

L'économie d'un pays de la CEMAC se présente alors sous la forme matricielle suivante :

$$\sum_{i=0}^p A_i Y_{t-i} = \mu + \varepsilon_t \quad (1)$$

Où :

- les A_i sont des matrices de taille 6×6 ; ($i=1, 2, \dots, p$) ;
- ε_t représente le vecteur des erreurs qui permet d'analyser les chocs structurels, identiquement distribuées selon la loi $N(0, I_6)$;
- Y est le vecteur des variables endogènes composé des grandeurs suivantes :

* l'indice des prix à la consommation (**IPC**), afin de tenir compte de l'objectif final de la politique monétaire de la BEAC qui vise la stabilité interne et externe de la monnaie. Cette variable permet d'apprécier si la politique monétaire de la BEAC permet de lutter contre l'inflation ;

* le produit intérieur brut (**PIB**), pour rendre compte de l'influence des variables monétaires sur les variables réelles ;

* le taux d'intérêt réel (**TIR**), qui est le taux d'intérêt directeur de la BEAC, représente la variable instrument de la politique monétaire. Il peut varier sous l'effet d'une décision des autorités monétaires ou sous l'effet de dynamiques endogènes à l'économie. Dans les deux cas, ses variations ont une influence sur les décisions d'investissement et de consommation et de ce fait elles affectent la demande globale ;

* la masse monétaire (**M2**) afin de prendre en compte le canal IS-LM traditionnel selon lequel la différence entre l'offre et la demande de monnaie à court terme est susceptible de modifier le sentier dynamique du PIB réel via son impact sur les taux d'intérêt ;

* le crédit domestique (**CD**) qui constitue avec M2 un objectif intermédiaire pour la BEAC. Elle l'utilise afin d'atteindre ses objectifs finaux. En effet, une politique monétaire restrictive, en contractant le volume de crédit à l'économie, réduit la demande globale et enclenche un processus déflationniste. La présence de cette variable dans le modèle est justifiée en raison de l'intérêt considérable que la littérature récente accorde au marché du crédit¹⁰ comme canal potentiel le plus important de la transmission monétaire ;

* le taux de change effectif (**TCER**) qui permet d'intégrer les relations d'échange avec l'extérieur. Il représente le prix des biens échangeables relativement à celui des biens non échangeables. Une politique monétaire qui réduit la demande globale diminue celle des biens non échangeables, ce qui baisse leurs prix et entraîne la diminution du niveau général des prix. La dépréciation du taux de change réel qui

¹⁰ Dans le cadre de cette étude, le canal du crédit s'appuie sur l'importance des prêts bancaires (HUBBARD, 1995) afin de mettre l'accent sur l'exclusivité du crédit bancaire comme source de financement externe.

en résulte incite à l'accroissement de la demande de biens échangeables. Les producteurs réagissent en augmentant leur demande de facteurs de production. L'accroissement de la production de biens échangeables déclenche un processus expansionniste. De même, une dévaluation nominale enclenche le même processus mais plus rapidement.

En définitive, le vecteur des variables endogènes s'écrit sous sa forme transposée d'après l'ordre¹¹ suivant :

$$Y_t = [IPC_t; PIB_t; CD_t; TIR_t; M2_t; TCER_t]' \quad (2)$$

En utilisant le polynôme retard, le modèle (1) est équivalent à la forme matricielle réduite suivante :

$$A_0 Y_t = \mu + \sum_{i=1}^p A_i L^i Y_t + \varepsilon_t \quad (3)$$

Le modèle VAR est identifiable dès lorsque A_0^{-1} existe. Sous cette hypothèse, la multiplication de l'équation (3) par A_0^{-1} , donne :

$$Y_t = B_0 + B(L)Y_t + u_t \quad (4)$$

Où :

$$B_0 = A_0^{-1} \mu ; \quad B_i = A_0^{-1} A_i \quad ; \quad u_t = A_0^{-1} \varepsilon_t$$

Les paramètres matriciels du modèle (1) peuvent être estimés par la méthode des moindres carrés ordinaires pratiquée individuellement sur chaque équation du système (4). Le nombre optimal de retards p^* est déterminé comme valeur minimisant les critères de SCHWARTZ et d'AKAIKE.

Une représentation équivalente d'un modèle VAR(p) structurel consiste à écrire le processus Y_t sous le forme :

$$B(L)Y_t = \mu + \varepsilon_t \quad (5)$$

$$\text{Où } B(L) = I - \sum_{i=1}^p A_i L^i$$

La représentation vectorielle à correction d'erreur consiste à réécrire le modèle (4) en différences premières tel que :

$$\Delta Y_t = B_0 + C_1 \Delta Y_{t-1} + C_2 \Delta Y_{t-2} + \dots + C_{p-1} \Delta Y_{t-p+1} + \Pi Y_{t-1} + u_t \quad (6)$$

¹¹ L'ordre des variables dans le modèle suppose que la banque centrale fixe le taux d'intérêt en tenant compte de l'évolution simultanée des autres variables.

Dans cette équation, la dynamique de long terme du modèle VAR est donnée par le terme ΠY_{t-1} . La procédure de JOHANSEN¹² permet d'écrire la matrice Π sous la forme $\Pi = \alpha\beta'$, où α est la force de rappel vers l'équilibre et β est le vecteur dont les éléments sont les coefficients des relations de long terme des variables. Le modèle à correction d'erreur est validé s'il existe r relations de cointégration correspondant au rang de la matrice Π .

B. Les résultats empiriques

Les effets de la politique monétaire commune de la BEAC sont étudiés dans les six pays de la CEMAC. A cet égard, nous distinguons deux périodes : la première période va de 1980 à 2008, la deuxième comprend les années 1995-2008 afin de tenir compte de l'effectivité des réformes initiées par la BEAC au début des années 90.

Les données annuelles utilisées proviennent du CD-ROM Africa Development Indicators (2009). Elles sont trimestrialisées¹³ par la méthode de GOLDSTEIN et KHAN (1976) afin d'élargir la taille de l'échantillon. Compte tenu des ordres de grandeur, les variables PIB et M2 ont été transformées en logarithme, soient LOGPIB et LOGM2.

Pour chaque pays de la CEMAC, nous procédons à l'étude préliminaire de la stationnarité des variables de l'équation (2). Ensuite, nous procédons au test JOHANSEN afin de déceler d'éventuelles relations de cointégration. Enfin, pour identifier les canaux de transmission de la politique monétaire dans les pays de la CEMAC, nous recourons à un Modèle Vectoriel Autorégressif (VECM) lorsque le test de JOHANSEN aboutit à l'existence d'une relation de cointégration. Dans le cas contraire, nous recourons à un modèle VAR et décrivons, à l'instar de GOUTERON et SZPIRO (2005), le comportement du phénomène étudié à partir des fonctions de réponses impulsionnelles. Les estimations sont réalisées avec le logiciel Eviews 5.

L'analyse de la stationnarité des séries par le test de DICKEY- FULLER Augmenté indique que toutes les variables retenues sont intégrées d'ordre 0 ou d'ordre 1. Ces résultats sont confirmés par le test de PHILLIPS-PERRON (Annexe 1). La procédure de JOHANSEN est effectuée au seuil de 5%. Elle montre l'existence de relations de cointégration entre les variables de notre modèle pour l'ensemble des pays de la Communauté. Ce nombre n'est pas homogène et il varie entre 1 et 4 selon le pays sur les

¹² En pratique, la procédure de JOHANSEN procède de quatre étapes : la détermination du nombre de retards optimal du modèle (critères AIC et BIC), l'estimation de la matrice Π et la détermination du nombre de relations de cointégration, l'identification des relations de long terme entre les variables ; et l'estimation du modèle vectoriel à correction d'erreur (méthode du maximum de vraisemblance) et la validation (test de Bruit blanc sur les résidus)

¹³ D'après les auteurs, cette technique présente l'avantage de garantir une perte d'information inférieure ou égale à 2%.

deux périodes retenues. Les résultats des tests de racine unitaire et de JOHANSEN figurent dans les tableaux de l'annexe 2. Pour l'ensemble des séries, les critères d'information d'AKAIKE et de SCHWARTZ conduisent à retenir un nombre de retard optimal compris entre 2 et 4. Afin d'harmoniser les résultats et de faciliter la comparaison, le test de ratio de vraisemblance nous permet de retenir 2 retards pour tous les pays.

L'existence de relations de cointégration entre les variables du modèle sur la période 1995-2008 nous conduit à estimer des VECM pour cinq pays de la CEMAC, à savoir le Congo, le Gabon, la Guinée Equatoriale, la République Centrafricaine (RCA) et le Tchad. A partir de ces VECM (Annexe 3), les équations représentant la dynamique de long terme¹⁴ des effets de la politique monétaire sur les prix¹⁵ sont présentées ci-dessous :

Congo

$$\Delta IPC_t = 10^{-7} \cdot \begin{pmatrix} 92.4 & -1.818 & -9.96 & -1.182 & -1.026 & 2400 \\ [14.79] & [1.57] & [2.3] & [2.15] & [0.96] & [-26.78] \end{pmatrix} \cdot \begin{pmatrix} \Delta \text{LogPib}_{t-1} \\ \Delta \text{TIR}_{t-1} \\ \Delta \text{LogM2}_{t-1} \\ \Delta \text{CD}_{t-1} \\ \Delta \text{TCER}_{t-1} \\ 1 \end{pmatrix}$$

$$R^2 = 0,92 ; R^2 \text{ ajusté} = 0,89$$

Gabon

$$\Delta IPC_t = 10^{-7} \cdot \begin{pmatrix} -31.12 & 10.176 & -3.708 & -23.76 & -2.52 & 16438 \\ [5.16] & [6.95] & [7.31] & [10.43] & [5.99] & [0.95] \end{pmatrix} \cdot \begin{pmatrix} \Delta \text{LogPib}_{t-1} \\ \Delta \text{TIR}_{t-1} \\ \Delta \text{LogM2}_{t-1} \\ \Delta \text{CD}_{t-1} \\ \Delta \text{TCER}_{t-1} \\ 1 \end{pmatrix}$$

$$R^2 = 0,91 ; R^2 \text{ ajusté} = 0,88$$

¹⁴ Les valeurs entre rochets correspondent aux valeurs du test de STUDENT des coefficients de régression. De plus, pour chaque cas, la très bonne valeur du R² obtenue indique la qualité pertinente de l'estimation du VECM.

¹⁵ On s'intéresse à l'effet sur les prix car la stabilité des prix constitue l'objectif final de la politique de la BEAC.

Guinée Equatoriale équatoriale

$$\Delta IPC_t = 10^{-7} \cdot \begin{pmatrix} -29.4 & 91.5 & -16.698 & -10.58 & -2.74 & -35.32 \\ [-0.48] & [2.00] & [-1.11] & [-4.14] & [3.39] & [-1.28] \end{pmatrix} \cdot \begin{pmatrix} \Delta \text{LogPib}_{t-1} \\ \Delta \text{TIR}_{t-1} \\ \Delta \text{LogM2}_{t-1} \\ \Delta \text{CD}_{t-1} \\ \Delta \text{TCER}_{t-1} \\ 1 \end{pmatrix}$$

$$R^2 = 0,85 ; R^2 \text{ ajusté} = 0,70$$

RCA

$$\Delta IPC_t = 10^{-7} \cdot \begin{pmatrix} 236 & -17.2 & -199 & 140.184 & -13.924 & -58.46 \\ [2.18] & [-0.84] & [-2.83] & [3.30] & [1.87] & [-1.42] \end{pmatrix} \cdot \begin{pmatrix} \Delta \text{LogPib}_{t-1} \\ \Delta \text{TIR}_{t-1} \\ \Delta \text{LogM2}_{t-1} \\ \Delta \text{CD}_{t-1} \\ \Delta \text{TCER}_{t-1} \\ 1 \end{pmatrix}$$

$$R^2 = 0,94 ; R^2 \text{ ajusté} = 0,91$$

Tchad

$$\Delta IPC_t = 10^{-7} \cdot \begin{pmatrix} -83.81 & 9.214 & -20,74 & -18.53 & -5,321 & 2503.59 \\ [10.18] & [-2.82] & [7.31] & [1.42] & [3.56] & [0.48] \end{pmatrix} \cdot \begin{pmatrix} \Delta \text{LogPib}_{t-1} \\ \Delta \text{TIR}_{t-1} \\ \Delta \text{LogM2}_{t-1} \\ \Delta \text{CD}_{t-1} \\ \Delta \text{TCER}_{t-1} \\ 1 \end{pmatrix}$$

$$R^2 = 0,92 ; R^2 \text{ ajusté} = 0,89$$

L'analyse des dynamiques de long terme révèle que pour les cinq pays, la représentation VECM est validée dans la mesure où le terme de correction d'erreur mesurant la force de rappel vers l'équilibre de long terme est négatif et significativement différent de zéro. De plus, les tests de LJUNG-BOX pratiqués sur les résidus des différents modèles montrent que ces résidus sont des bruits blancs. Les critères de sélection des modèles conduisent à retenir un terme déterministe ou non selon les pays, conformément à la théorie économétrique. Par ailleurs, les différentes équations permettent de tirer les enseignements suivants :

1/ le taux d'intérêt réel a un impact positif et significatif à long terme sur les prix au Gabon, en Guinée Equatoriale et Au Tchad. Cela peut s'expliquer par le fait qu'une hausse du taux d'intérêt induit à long terme une diminution de l'investissement qui à son

tour réduit l'offre agrégée et puisque la demande devient supérieure à l'offre, il s'en suit une augmentation des prix ;

2/ le crédit à l'économie a un impact négatif et significatif dans les économies congolaise, gabonaise et tchadienne. Cependant, son impact est positif et significatif en Guinée Equatoriale et en RCA. Dans le premier cas, on peut penser que des crédits alloués à des secteurs ou à des projets jugés productifs et rentables, dans un environnement certain, améliorent la structure d'offre des économies, ce qui aboutit, comme dans le cas de la baisse des taux d'intérêt, à une diminution du niveau général des prix. Dans le second cas, l'offre de crédit peut être subordonnée à une politique monétaire expansive. Dans ces conditions, il est essentiel que des investissements productifs rentables soient réalisés afin de pouvoir rétablir l'équilibre entre la quantité de monnaie en circulation et le volume de transactions dans l'économie pour éviter des tensions inflationnistes ;

3/ au Congo, au Gabon et au Tchad, la masse monétaire a un impact négatif sur les prix. En revanche, en Guinée Equatoriale et en RCA, l'impact de la monnaie est positif, ce qui est conforme à la théorie quantitative de la monnaie selon laquelle l'accroissement de la quantité de monnaie en circulation conduit à une hausse du niveau général des prix ;

4/ enfin, le taux de change effectif réel a un impact négatif et significatif dans les cinq pays. Cependant, le coefficient de cette variable reste très faible. Ainsi, ses variations affectent le niveau général des prix mais dans des proportions moins importantes comparativement aux variations induites par les autres variables. La faiblesse de ce coefficient peut être justifiée par le caractère de la CEMAC qui est une zone monétaire à système de changes fixes. De ce fait, les variations du taux change n'ont pas un effet déterminant sur les économies de la zone.

Pour le cas spécifique du Cameroun¹⁶, le produit a un impact positif sur les prix. Cependant, le coefficient associé à cette variable n'est pas significatif. Le taux d'intérêt a un impact négatif les prix alors que la masse monétaire à un impact positif sur cette dernière variable. Enfin, le crédit et le taux de change ont un impact négatif sur les prix, mais leurs coefficients ne sont pas significatifs.

¹⁶. Les coefficients de rappel ne corrigent pas les erreurs du VECM mais les amplifient. De plus, pour certaines variables, les coefficients de court terme présentent des valeurs trop proches de l'unité pour que les relations de cointégration soient validées. Aussi, à l'instar de GOUTERON et SZPIRO (2005), il semble judicieux de retenir un VAR simple.

Après avoir étudié les canaux de transmission de la politique monétaire, nous voudrions à présent, dans la deuxième partie, analyser l'impact des chocs monétaires sur les économies de la CEMAC.

II. L'impact des chocs monétaires

On rappelle succinctement la méthodologie utilisée avant de procéder à l'analyse des résultats des simulations.

A. La méthodologie

Selon l'équation (5), le modèle VAR s'écrit $B(L)Y_t = \mu + \varepsilon_t$, où $B(L) = I - \sum_{i=1}^p A_i L^i$. Lorsque $B(L)$ est inversible au sens du théorème de Wold, le processus peut se mettre sous forme canonique :

$$Y_t = [B(L)]^{-1} [\mu_t + \varepsilon_t] = \theta + \sum_{i=0}^{\infty} \psi_i L^i e_t = \theta + \sum_{i=0}^{\infty} \psi_i e_{t-i} \quad (7)$$

Où $\psi(L) = [B(L)]^{-1}$ et $\theta = \psi(L)\mu$

Dans le système (7), la matrice ψ est un multiplicateur d'impact. Elle relaie sur Y_t , tous les chocs causés par une innovation e_t . Le système (7) décrit donc les fonctions de réponse aux chocs structurels. En pratique, il permet d'apprécier l'effet d'une innovation sur les variables d'intérêt.

A l'instar de, BERNANKE et BLINDER (1992), COUDERT et MONJON (2007), CHRISTIANO, EICHENBAUM et EVANS (1999); MALISZEWSKI (1999 et 2002); LEVASSEUR (2005); ELBOURNE et DE HANN (2006); BORDES, CLERC et MARIMOUTOU (2007); BORDES et CLERC (2007); HERICOURT et MATEI (2006), CREEL et LEVASSEUR (2007); OROS et ROMOCEA-TURCU (2008); NUBUKPO (2007), nous retenons la méthodologie décrite par l'équation (7) pour étudier l'impact des chocs monétaires dans les économies de la CEMAC.

B. Les résultats des simulations

Les simulations permettant de mesurer l'ampleur des effets de la politique monétaire de la BEAC sur les économies de la CEMAC conduisent à analyser les chocs sur les résidus structurels du modèle, représentés par les fonctions de réponse (annexes 4 et 5). Pour chaque variable, le choc est mesuré par l'écart type de son résidu. Ainsi, nous

retenons trois¹⁷ variables monétaires fondamentales : le taux d'intérêt (variable instrument de la politique de la BEAC), la masse monétaire et le crédit (objectifs intermédiaires de la politique monétaire).

i/ Choc sur le taux d'intérêt

Les résultats des simulations sur la période 1980-2008 indiquent qu'un choc sur le taux d'intérêt entraîne une hausse de l'inflation qui oscille entre 0 % et 0,12 % au Cameroun et au Tchad pendant les cinq premiers trimestres. Cette réaction semble mettre en évidence le paradoxe du price-puzzle identifié par CASTELNUOVO et SURICO (2006). Au cinquième trimestre, l'inflation enregistre une baisse avant de se stabiliser, respectivement autour de -0,05 % à partir du vingtième trimestre au Cameroun et de 0,04 % au Tchad. Sur l'ensemble de la période, l'amplitude de l'inflation s'élève à 0,26% au Cameroun et à 0,15 % au Tchad. Par ailleurs, un choc sur le taux d'intérêt entraîne une réaction positive du produit au Cameroun et au Tchad. La hausse du produit est d'abord timide pendant les cinq premiers trimestres, elle est ensuite rapide à long terme.

Au Congo, un choc sur le taux d'intérêt réel se traduit par une baisse de l'inflation pendant les six premiers trimestres. A partir du sixième trimestre, on observe une hausse de -0,10 % à 0,01 %. Au huitième trimestre, l'inflation congolaise se stabilise autour de -0,02 %. Ainsi, un choc sur le taux d'intérêt a un effet globalement négatif sur l'inflation dans ce pays. Par ailleurs, une innovation sur le taux d'intérêt réel engendre un mouvement oscillatoire du produit jusqu'au trente troisième trimestre au Congo. L'amplitude de ces oscillations est comprise entre -0,05 % et 0,05 %. Enfin, à partir du trente-troisième trimestre, la réaction du produit reste globalement négative à long terme.

Au Gabon, un choc sur le taux d'intérêt réel induit une baisse de l'inflation jusqu' à -0,14 % pendant les quatre premiers trimestres. Au quatrième trimestre, on observe successivement une hausse de l'inflation de -0,14 % à 0,08 %, puis une baisse de 0,08 % à -0,04 % entre le sixième et le onzième trimestre. Enfin, à partir du douzième trimestre, l'effet du taux d'intérêt sur l'inflation est positif et celle-ci se stabilise autour de 0,04 %. De même, le produit réagit négativement à un choc sur le taux d'intérêt réel, même si une légère réaction positive est enregistrée entre les cinquième et neuvième trimestres.

En RCA, un choc sur le taux d'intérêt réel entraîne deux périodes de baisse de l'inflation entrecoupées par une période d'augmentation. En effet, l'inflation diminue au cours des deux premiers trimestres jusqu'à -0,03 %, puis elle enregistre une hausse atteignant un niveau maximal de 0,07 % entre le deuxième et le quatrième trimestre.

¹⁷ Le canal du taux de change ne paraît pas pertinent dans un régime de change fixe (HERICOURT et MATEI, 2006).

Enfin, l'inflation décroît à nouveau de 0,07 % à -0,02 % entre le cinquième et le sixième trimestre. A partir du septième trimestre, l'inflation oscille au voisinage 0,02 %. Par ailleurs, comme dans le cas du Gabon, la réaction du produit à un choc sur le taux d'intérêt est globalement négative.

En Guinée Equatoriale, un choc sur le taux d'intérêt induit une réaction en dents de scie de l'inflation. Cette réaction reste globalement positive jusqu'au onzième trimestre. A partir de cette période, l'inflation oscille alternativement entre des valeurs positives et négatives. Les amplitudes de ces oscillations augmentent à long terme. Parallèlement, le produit réagit négativement jusqu'au vingtième trimestre. A partir de cette période, un mouvement oscillatoire affecte l'évolution du produit.

Pour la période allant de 1995-2008, un choc sur le taux d'intérêt réel n'a pas un effet homogène sur le produit dans l'ensemble des pays de la communauté. Au Cameroun, on observe un effet globalement positif malgré une légère baisse au quatrième trimestre. Notons que le produit enregistre une hausse maximale de 0,25 % au quarantième trimestre.

Au Congo, un choc sur le taux d'intérêt induit une variation du produit qui oscille entre 0,06 % et de -0,06 %. Par la suite, le produit enregistre alternativement des hausses et des baisses tous les deux trimestres. Soulignons qu'à partir du vingt-huitième trimestre, l'effet du taux d'intérêt sur le produit est négatif. Par ailleurs, l'inflation réagit négativement à un choc sur le taux d'intérêt.

Au Gabon, à l'exception des périodes comprises entre le cinquième et le sixième trimestre, l'effet du taux d'intérêt sur le produit est régulièrement positif dès le deuxième trimestre et les variations du produit oscillent entre 0 % et 0,06 %.

En RCA, le produit évolue également en dents de scie suite à un choc sur le taux d'intérêt. Il réagit négativement de manière globale et les amplitudes de ses variations augmentent à long terme. A l'inverse, l'inflation réagit positivement à un choc sur le taux d'intérêt. Ses variations présentent des amplitudes qui augmentent à long terme.

Au Tchad, le produit retourne également une réponse en dents de scie avec une valeur maximale de 0,035% au troisième trimestre et une valeur minimale de -0,038% au 5^{ème} trimestre. Malgré une oscillation autour de l'origine, l'effet du taux d'intérêt sur le produit est globalement négatif.

En Guinée Equatoriale, il n'y a aucune réaction du produit suite à un choc sur le taux d'intérêt pendant les vingt premiers trimestres. C'est à partir du vingt-quatrième

trimestre qu'on observe une hausse régulière du produit. En revanche, un choc sur le taux d'intérêt réel engendre une baisse rapide de l'inflation à partir du vingtième trimestre.

En dehors du cas de la Guinée Equatoriale, les taux d'intérêt des économies de la CEMAC réagissent de façon quasi identique suite à un choc sur cette variable. Au Cameroun, en RCA et au Tchad, ils baissent considérablement au cours des sept premiers trimestres. Au Cameroun, il baisse de 1,2 % à -0,8 %. En RCA, il diminue de 1 à -0,4%, et au Tchad la baisse va de 1,6 à -0,4 %. Au Gabon et au Congo, la baisse est observée pendant les cinq premiers trimestres. Au Congo, elle va de 3 % à -0,9 % alors qu'au Gabon elle va de 2,4 % à -0,4 %. Pour l'ensemble de ces pays, le taux d'intérêt se stabilise autour de zéro à partir du dixième trimestre. En Guinée Equatoriale, il faut attendre le vingt-deuxième trimestre pour observer une réaction à la hausse du taux d'intérêt réel suite à un choc sur cette variable.

Dans la période 1980-2008, un choc sur le taux d'intérêt réel induit une dépréciation temporaire (pendant les trois premiers trimestres) mais significative du taux de change réel pour l'ensemble des pays de la CEMAC. Ce résultat, contraire à l'intuition économique, traduit l'existence d'un effet Exchange rate puzzle. Ce phénomène persiste sur la sous période 1995-2008, pour le Congo, le Gabon et la Guinée Equatoriale.

Enfin, pour l'ensemble des pays, les variations de l'inflation suite à choc sur le taux d'intérêt réel sont faibles sur la sous-période 1995-2008 comparativement à celles observées sur la période 1980-2008.

ii/ Choc sur la masse monétaire

Un choc sur la masse monétaire entraîne une augmentation de l'inflation pendant les deux premiers trimestres au Cameroun (0,02 %), au Congo (0,04 %), au Gabon (0,04 %) et en RCA (0,15 %). A partir du 2^{ème} trimestre, on enregistre une baisse, puis des périodes successives de baisse et de hausse pour le Congo, la RCA et le Gabon. Pour ces trois pays, l'inflation se stabilise autour de 0 au 10^{ème} trimestre.

En Guinée Equatoriale, l'inflation réagit à un choc sur la masse monétaire à partir du vingt-deuxième trimestre où elle amorce une hausse régulière. Au Tchad, un choc sur la monnaie induit une forte décrue de l'inflation pendant les cinq premiers trimestres. Par la suite, elle se stabilise au voisinage de 0 à partir du dixième trimestre.

Pour l'ensemble des pays, les réactions de l'inflation suite à un choc sur la masse monétaire sont négligeables sur la sous-période 1995-2008 comparativement à celles observées sur la période 1980-2008.

Un choc sur la masse monétaire a un effet strictement positif sur le produit au Cameroun. En revanche, il induit une évolution du produit en dents de scie au Congo, en RCA, au Tchad et au Gabon. Enfin, en Guinée Equatoriale, la réaction du produit à un choc sur la monnaie est observable à partir du quinzième trimestre puisque celui-ci enregistre une baisse jusqu'à long terme.

Enfin, notre analyse met évidence un effet liquidity puzzle. En effet, un choc positif sur la masse monétaire se caractérise par une hausse du taux d'intérêt au Congo (1,4 %), au Gabon (0,6 %), en RCA (0,35 %) et au Tchad (0,05 %). En Guinée Equatoriale, le délai de réaction du taux d'intérêt réel est trop long (vingt-sixième trimestre) pour que sa hausse soit imputable à l'effet liquidity puzzle. Au Cameroun, la réaction du taux d'intérêt réel à un choc positif sur la masse monétaire est conforme à la prédiction théorique car il baisse de 0,2 % pendant les deux premiers trimestres.

Sur la sous-période 1995-2008, l'effet liquidity puzzle persiste pour l'ensemble des pays en dehors de la Guinée Equatoriale où le taux d'intérêt réel baisse pendant les deux premiers trimestres. Dans les autres pays, la durée de la hausse du taux d'intérêt réel suite à un choc sur la masse monétaire varie entre deux et trois trimestres.

iii/ Choc sur le crédit

Au Cameroun, un choc sur le crédit entraîne une hausse de l'inflation pendant les vingt premiers trimestres. Elle atteint son pic à 0,07 % au huitième trimestre. Par ailleurs, un choc positif sur le crédit induit une hausse du produit (à partir du premier trimestre) et du taux d'intérêt (à partir du deuxième trimestre). La hausse du produit se poursuit sans interruption à long terme, atteignant ainsi une valeur maximale de 0,7 % au quarantième trimestre.

Au Gabon et en Guinée Equatoriale, un choc positif sur le crédit suscite globalement une hausse de l'inflation. Cependant, dans le cas de la Guinée Equatoriale, l'effet sur l'inflation est observable à partir du douzième trimestre. Dans le même temps, un choc sur le crédit entraîne globalement une baisse de la masse monétaire, du taux d'intérêt et du produit au Gabon. Concernant tout spécialement ces derniers aspects, les baisses du produit et du taux d'intérêt se poursuivent jusqu'à long terme atteignant respectivement des valeurs de -0,3 % et de -0,45 % .

Au Congo, en RCA et au Tchad le produit évolue en dents de scie suite à un choc sur le crédit. En effet, l'évolution du produit montre que celui-ci prend alternativement des valeurs positives et négatives comprises dans les intervalles $[-0,06 ; 0,04]$, $[-0,06 ; 0,08]$ et $[-0,06 ; 0,03]$, respectivement au Congo, en RCA et au Tchad. Par ailleurs, un choc sur le crédit occasionne globalement une diminution de l'inflation au Congo puisque celle-ci prend des valeurs positives sur très peu de périodes. Enfin, à l'exception des périodes comprises entre les sixième et septième trimestres, un choc sur le crédit entraîne une augmentation globale de l'inflation en RCA et au Tchad. Pour la RCA, l'inflation augmente jusqu'à 0,11 % au quatrième trimestre. Pour le Tchad, elle atteint la valeur maximale de 0,12 % au cinquième trimestre.

Notons enfin que pour l'ensemble des pays, l'impact d'un choc de crédit sur l'inflation et sur le produit est relativement négligeable sur la sous-période 1995-2008, comparativement à son ampleur sur la période 1980-2008.

CONCLUSION

L'objectif de cette étude consistait à analyser la manière dont la politique monétaire de la BEAC influence les économies de la zone, en particulier le produit et l'inflation. A cet égard, l'attention a été portée sur l'identification des canaux de transmission de la politique monétaire, d'une part, l'impact des chocs monétaires, d'autre part.

En ce qui concerne l'identification des canaux de transmission de la politique monétaire, les résultats empiriques font apparaître que celle-ci est principalement transmise aux économies de la CEMAC à travers les canaux du taux d'intérêt, de la monnaie et du crédit. Toutefois, des disparités notables font apparaître une typologie des canaux prédominants dans chaque pays sur les deux périodes.

Ainsi, pour la période 1980-2008, au Cameroun, au Congo et au Gabon, le canal du taux d'intérêt est plus actif que le canal du crédit. En revanche, le canal de la masse monétaire apparaît le plus fragile dans ces pays. En Guinée Equatoriale, le canal de la masse monétaire prédomine par rapport aux canaux du taux d'intérêt et du crédit qui apparaît particulièrement limité dans ce pays. En RCA, le canal du taux d'intérêt est plus actif que ceux du crédit et de la monnaie. Enfin, au Tchad, le canal de la masse monétaire est plus influent alors que l'impact du taux d'intérêt y est limité.

Pour la période 1995-2008, l'analyse révèle que les variables clés de la politique monétaire ont une influence significative sur les prix, ce qui incline à soutenir que les objectifs de stabilité interne et externe de la monnaie sont réalisés. Par ailleurs, la

prédominance du canal du taux d'intérêt est révélée au Congo, au Gabon et en Guinée Equatoriale. Au Cameroun et en RCA, le canal de la masse monétaire apparaît comme le principal mécanisme de transmission de la politique monétaire. Enfin, au Tchad, aucun canal ne semble clairement prédominant.

Pour ce qui est de l'analyse des réponses des économies aux chocs, l'étude montre que malgré l'utilisation d'un instrument commun de politique monétaire, des effets différenciés sont observables à court et à long terme d'un pays à l'autre quelque soit l'origine de l'innovation. Ces disparités traduisent l'existence de différences structurelles au sein des économies de la sous région. Comme l'hétérogénéité des effets des chocs monétaires est susceptible de freiner la dynamique de l'intégration au sein de la CEMAC, on recommande l'accélération des réformes fondées sur la mise en œuvre des mécanismes de marché à l'ensemble des pays de la zone. On suggère également l'harmonisation des réglementations nationales en matière bancaire.

BIBLIOGRAPHIE

- AVOM, D. et S.M-L. EYEFFA EKOMOU (2007), « Quinze ans de restructuration bancaire dans la CEMAC : qu'avons-nous appris ? », *Revue d'Économie Financière*, n° 189, pp. 1-24.
- BAGLIANO F.C. et FAVERO C.A. (1998). « Measuring monetary policy with VAR models : an evaluation », *European Economic Review*, 42, 1069-1112.
- BEAC (1996), « Texte régissant la Communauté Economique et Monétaire de l'Afrique Centrale (CEMAC) », *Études et Statistiques*, n°232, déc. 363-421.
- BEKOLO-EBE B., (2001), « La nouvelle politique Monétaire de la Zone Franc depuis 1990 : Evolution, Caractéristiques et Fondements Théoriques depuis la fin des années 80 », Communication au Colloque International Georges Walter Ngango, Yaoundé.
- BERNANKE B. (1986), « Alternative explanation of the money-income correlation », in K BRUNNER K. and A. MELTZER (eds), *Real business cycles, real exchange rates, and actual policies*, 49-99.
- BERNANKE B. et BLINDER A. (1992) « The federal funds rate and the channels of monetary transmission », *American Economic Review*, 82 (4), 901-921.
- BORDES C., CLERC L. et MARIMOUTOU V. (2007), « Is there a structural break in equilibrium velocity in the euro area? », *Notes d'Études et de Recherche de la Banque de France NER-E -165*.
- BORDES C. et CLERC L. (2007), « Price stability and the ECB's monetary policy strategy », *Journal of Economic Surveys*, n° 28, pp. 14-23.
- BRUNNER K. and A. MELTZER (eds), *Real business cycles, real exchange rates, and actual policies*, 49-99.
- CASTELNUOVO A. et P. SURICO (2006), « The Price puzzle: Fact or Artefact? », Bank of England, Document de Travail n° 288.
- CHRISTIANO L., M EICHENBAUM et C. EVANS (1999), « Monetary Policy Shocks: What Have we Learned and to What End? », in TAYLOR J. et M. WOODFORD, (EDS.) (1999), *Handbook of Macroeconomics*, North Holland.
- COUDERT V. et MOJON B. (1997), « Asymétries financières et transmission de la politique monétaire en Europe », *Economie et Prévision*, n° 128, pp. 41-60.
- CREEL J. et S. LEVASSEUR (2006), « Canaux de transmission de la politique monétaire dans l'UE. Le cas de trois nouveaux entrants », *Revue économique*, Vol. 57, n° 4, pp. 881-898.
- DALE S. and HALDANE A. G. (1995) « Interest rates and the channels of monetary transmission: some sectoral estimates », *European Economic Review*, 39, 1611-1126.
- DIAGNE A. et DOUCOURE F. (2006) « les canaux de transmission de la politique monétaire dans les pays de l'UEMOA », mimeo, CREA et FASEG, Université Cheikh Anta DIOP, Dakar, SENEGAL.
- ELBOURNE A. et DE HAAN J. (2006), « Financial Structure and Monetary Policy Transmission in Transition Countries », *Journal of Comparative Economics* 34(1), 1-23.
- GANEV G., K. MOLNAR, K. RYBINSKI ET P. WOZNIAK (2002), « Transmission Mechanism of Monetary Policy in Central and Eastern Europe », *Case Report n° 52*, Varsovie.
- FRIEDMAN, M. et SCHWARTZ, A.J.(1963). « A monetary history of the United States, 1867-1960 », Princeton University Press.
- GRANGER, C.W.J. (1969). « Investigating causal relationship between econometric models and cross-spectral », *Econometrica*, 37 : 424-438.
- GOLDSTEIN, M. et KHAN, M. S. (1976). « Large versus small price changes and the demand for imports », *IMF Staff Papers*, 23 : 200-225.
- GOUTERON, S. et D. SZPIRO (2005), « Excès de liquidité monétaire et prix des actifs », *Notes d'Études et de Recherche de la Banque de France NER-E -165*.

- HERICOURT J. et I. MATEI (2006), « Transmission de la politique monétaire dans les Pays d'Europe Centrale et Orientale : que savons-nous vraiment ? », *Economie et Prévision*, n° 180-181, pp. 221-238.
- HUBBARD, G.(1995) « Is there a credit channel for monetary policy ? », *Federal Reserve Bank of Saint-Louis Review* 77, May-June : 63-74.
- JOHANSEN, S.(1988) « Statistical analysis of cointegration vectors », *Journal of Economic Dynamics and Statistics*, 12, May-June : 231-254.
- LAVIGNE, A. et VILLEU P. (1996). « La politique monétaire : nouveaux enjeux, nouveaux débats ? », *Revue d'Economie Politique*, 106, juin-août : 491-569
- LEEPER E. et D. GORDON (1992), “In search of the liquidity effect”, *Journal of Monetary Economics* 29, 341-369.
- MALISZEWSKI W. (1999), “VAR-ing Monetary Policy in Poland”, *Center for Social and Economic Research, Studies and Analyses #188*.
- MALISZEWSKI W. (2002), “Monetary Policy in Transition: Structural Econometric Modelling and Policy Simulations”, *Center for Social and Economic research, Studies and Analyses #246*.
- MOJON B. (1998), « Structures financières et transmission de la politique monétaire en Europe, analyses comparatives de l'Allemagne, la France, l'Italie et le Royaume-Uni », *Document de travail du CEPII*, n° 98-12.
- NUBUKPO K. (2007) « L'efficacité de la Politique Monétaire en Situation d'Incertitude et d'Extraversion: Le Cas de l'Union Economique et Monétaire Ouest Africaine (UEMOA) », *The European Journal of Development Research*, 1743-9728, Volume 19, Issue 3, 2007, Pages 480 – 495
- ONDO OSSA A., (2001), «Les conséquences du rattachement du Franc CFA à l'euro», 287-297, in *L'avenir de la zone franc: Perspectives africaines*, Hammouda H. B., & Kasse M., (sous la dir.de), CODESRIA- Karthala, Paris.
- OROS C., et ROMOCEA-TURCU (2008), « Mécanismes de transmission de la politique monétaire dans les PECO : une approche en termes de VAR structurels », *Documents de travail*.
- SIMS C. A., J. H. STOCK et M. W. WATSON (1990), “Inference in Linear Time Series Models with Some Unit Roots”, *Econometrica*, Vol. 58, n° 1, pp. 113-144.
- SIMS C. A., et T. ZHA (1998), “Does monetary policy generate recessions?”, *Federal Reserve Bank of Atlanta, Working Paper*, n° 12.
- STIGLITZ J. et WEISS A. (1981). “Credit Rationing in Markets with Imperfect Information”, *American Economic Review*, n°71, 393-410.

ANNEXE 1 : TESTS DE RACINE UNITAIRES

Pays		Cameroun	Congo	Gabon	Guinée	RCA	Tchad
Variable							
CD	1	-3,517	-20,650	-18,620	-13,708	-22,130	-23,471
	2	-3,490	-3,491	-3,491	-3,491	-3,491	-3,491
	3	-2,887	-2,888	-2,888	-2,888	-2,888	-2,888
	4	0,0092	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
	5	I(0) ;	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)
IPC	1	-11,574	-3,743	-12,398	-3,961	-13,007	-3,527
	2	-3,490	-3,490	-3,490	-3,490	-3,490	-3,490
	3	-2,887	-2,887	-2,887	-2,887	-2,887	-2,887
	4	0,0000	0,0047	0,0000	0,0023	0,0000	0,0090
	5	I(1)	I(0)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)
Log(M2)	1	-14,142	-25,485	-27,805	-10,952	-21,690	-21,475
	2	-3,507	-3,496	-3,496	-3,542	-3,496	-3,496
	3	-2,895	-2,890	-2,890	-2,910	-2,890	-2,890
	4	0,0000	0,0001	0,0001	0,0000	0,0001	0,0001
	5	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)
Log(PIB)	1	-11,460	-31,911	-16,954	-9,112	-22,764	-28,693
	2	-3,511	-3,496	-3,496	-,531	-3,493	-3,496
	3	-2,896	-2,890	-2,890	-2,905	-2,888	-2,890
	4	0,0001	0,0001	0,0001	0,0001	0,0000	0,0001
	5	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)
TCER	1	-22,341	-23,140	-10,015	-10,581	-33,494	-33,328
	2	-3,491	-3,491	-4,042	-3,491	-3,491	-3,491
	3	-2,888	-2,888	-3,450	-2,888	-2,888	-2,888
	4	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0001	0,0001
	5	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)
TIR	1	-4,248	-5,971	-6,534	-21,178	-5,147	-5,322
	2	-3,489	-3,489	-3,489	-3,490	-3,490	-3,489
	3	-2,887	-2,887	-2,887	-2,887	-2,887	-2,887
	4	0,0009	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
	5	I(0)	I(0)	I(0)	I(1)	I(0)	I(0)

Légende

1= valeur du test

2= valeur critique à 1%

3= valeur critique à 5%

4= probabilité du test

5= conclusion

ANNEXE 2 : TESTS DE COINTEGRATION (test de Trace, Johansen 1988)**CONGO**

Hypothesize d		Trace	0.05	
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**
None *	0.974744	224.0581	103.8473	0.0000
At most 1	0.335015	51.16044	76.97277	0.8196
At most 2	0.247883	31.98487	54.07904	0.8490
At most 3	0.228169	18.59629	35.19275	0.8092
At most 4	0.079222	6.423754	20.26184	0.9302
At most 5	0.052699	2.544522	9.164546	0.6687

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

GABON

Hypothesize d		Trace	0.05	
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**
None *	0.967606	221.6875	95.75366	0.0000
At most 1	0.410527	60.48792	69.81889	0.2207
At most 2	0.287902	35.64718	47.85613	0.4143
At most 3	0.236548	19.68884	29.79707	0.4442
At most 4	0.120719	7.003306	15.49471	0.5773
At most 5	0.020150	0.956739	3.841466	0.3280

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

GUINEE EQUATORIALE

Hypothesize d		Trace	0.05	
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**
None *	0.887060	170.0235	95.75366	0.0000
At most 1 *	0.769099	104.5965	69.81889	0.0000
At most 2 *	0.651152	60.62351	47.85613	0.0020
At most 3	0.455562	29.02996	29.79707	0.0611
At most 4	0.300175	10.78990	15.49471	0.2247
At most 5	0.002734	0.082145	3.841466	0.7744

Trace test indicates 3 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

RCA

Hypothesize d		Trace	0.05	
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**
None *	0.948167	221.3069	95.75366	0.0000
At most 1 *	0.446678	82.19947	69.81889	0.0037
At most 2 *	0.392105	54.38415	47.85613	0.0108
At most 3 *	0.349528	30.98976	29.79707	0.0363
At most 4	0.198608	10.77710	15.49471	0.2256
At most 5	0.007863	0.371042	3.841466	0.5424

Trace test indicates 4 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

TCHAD

Hypothesize d		Trace	0.05	
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**
None *	0.932665	172.0543	95.75366	0.0000
At most 1	0.291262	45.24464	69.81889	0.8230
At most 2	0.256519	29.06397	47.85613	0.7653
At most 3	0.202522	15.13257	29.79707	0.7714
At most 4	0.091228	4.496400	15.49471	0.8597
At most 5	7.37E-06	0.000346	3.841466	0.9872

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

ANNEXE 3: IDENTIFICATION DES RELATIONS DE COINTEGRATION

Congo

IPC	LOGPIB	TIR	LOGM2	CD	TCER	C
1.00	0.000154	3.03E-06	1.66E-05	1.97E-05	1.71E-06	-0.004042
	(1.0E-05)	(1.9E-06)	(7.2E-06)	(9.1E-06)	(1.8E-06)	(0.00015)

Gabon

IPC	LOGPIB	TIR	LOGM2	CD	TCER
1.000000	2.51E-05	-8.48E-06	3.09E-05	1.98E-05	2.10E-06
	(4.9E-06)	(1.2E-06)	(4.2E-06)	(1.9E-06)	(3.5E-07)

Guinée Equatoriale

IPC	LOGPIB	TIR	LOGM2	CD	TCER
1.000000	8.87E-05	-1.84E-05	-9.46E-05	3.94E-05	-8.73E-06
	(8.7E-06)	(8.2E-06)	(1.1E-05)	(9.5E-06)	(2.8E-06)

RCA

IPC	LOGPIB	TIR	LOGM2	CD	TCER
1.000000	5.30E-05	9.49E-07	2.63E-05	3.22E-05	4.14E-06
	(1.2E-05)	(2.2E-06)	(7.3E-06)	(9.3E-06)	(1.3E-06)

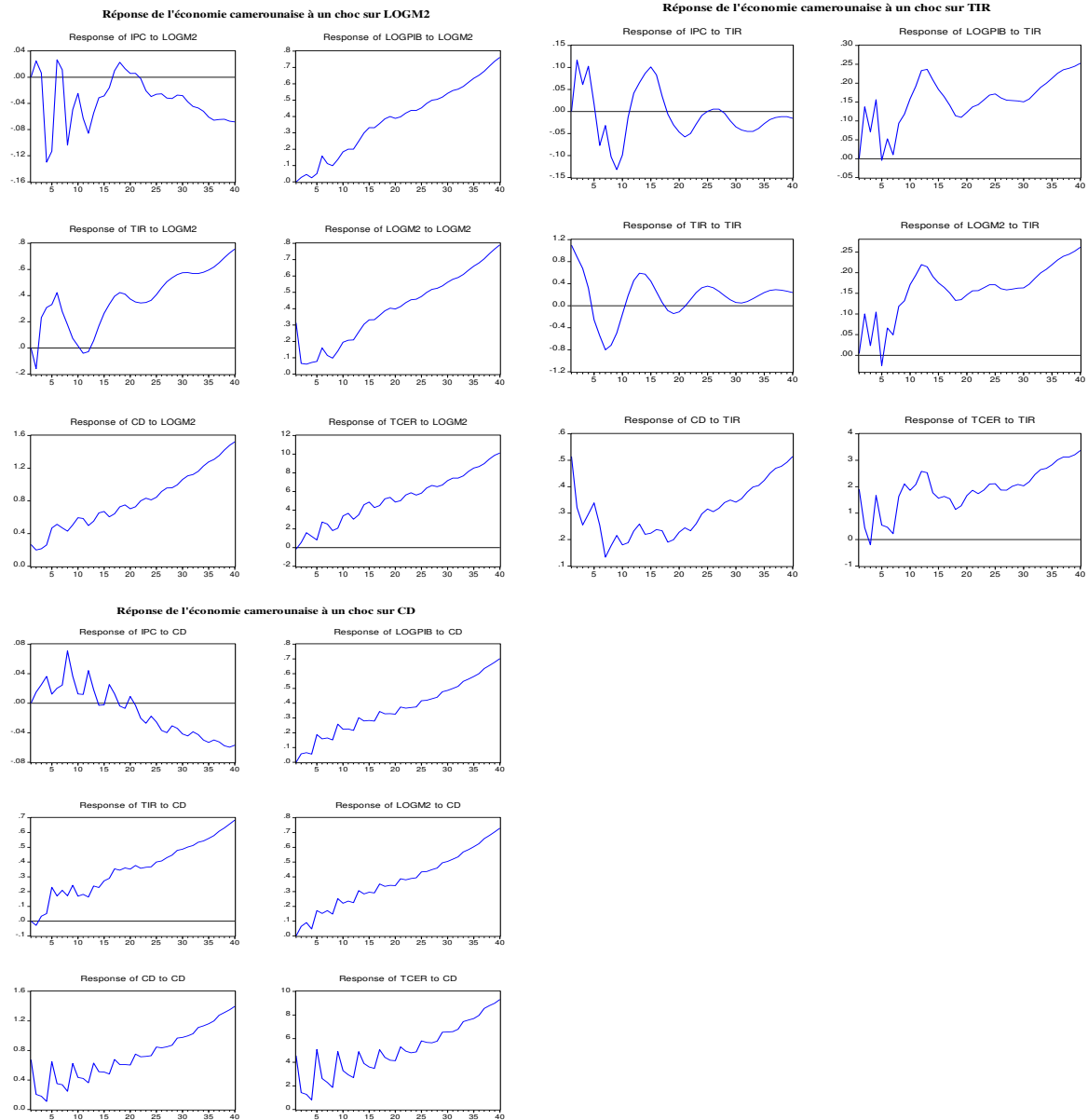
Tchad

IPC	LOGPIB	TIR	LOGM2	CD	TCER
1.000000	4.93E-05	-5.42E-06	1.22E-05	1.09E-05	3.13E-06
	(4.8E-06)	(1.9E-06)	(3.5E-06)	(7.7E-06)	(8.8E-07)

ANNEXE 4 : FONCTIONS DE REPONSE (1980-2008)

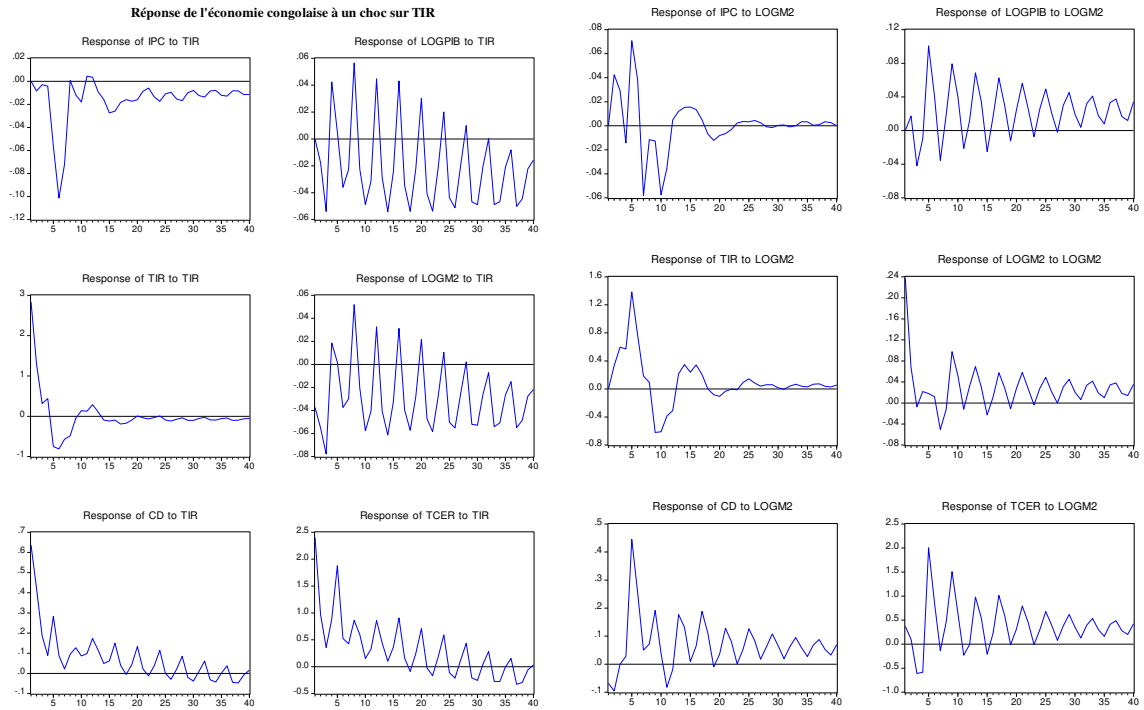
CAMEROUN

Graphique 3a. Cameroun

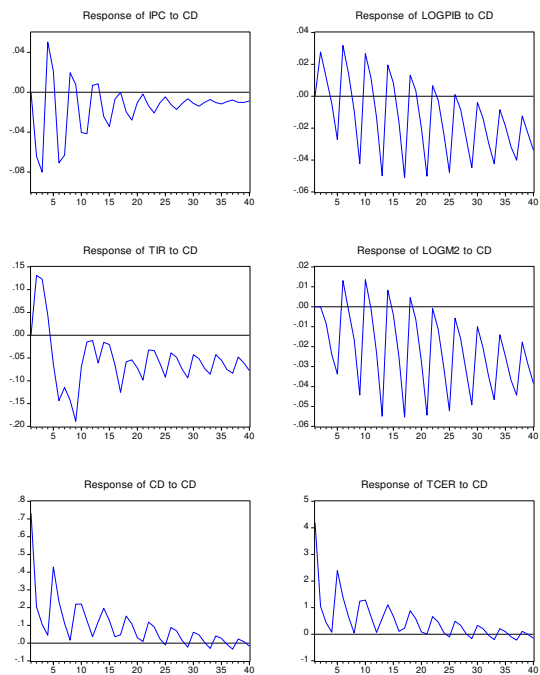


CONGO

Réponse de l'économie congolaise à un choc sur LOGM2

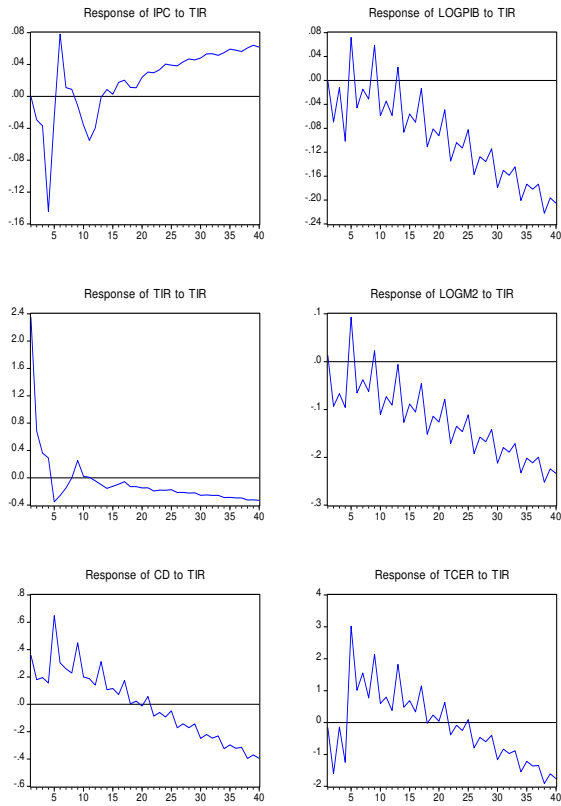


Réponse de l'économie congolaise à un choc sur CD

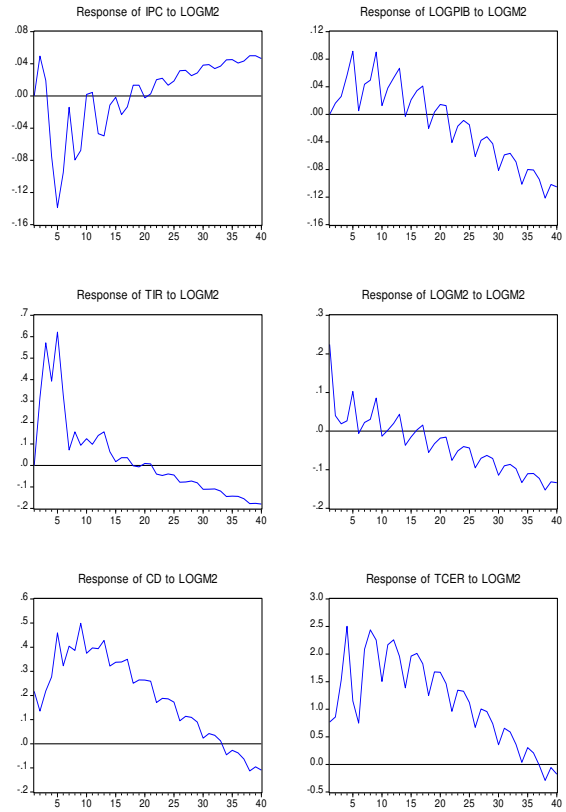


GABON

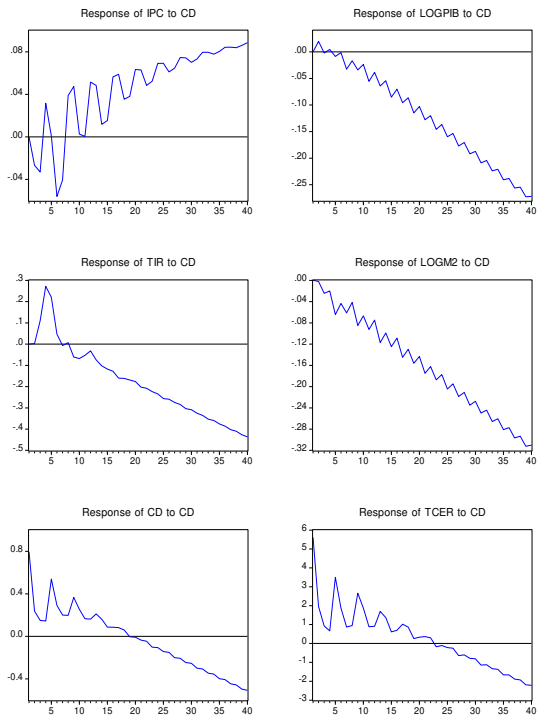
Réponse de l'économie gabonaise à un choc sur TIR



Réponse de l'économie gabonaise à un choc sur LOGM2

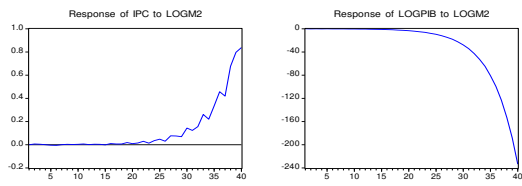


Réponse de l'économie gabonaise à un choc sur CD

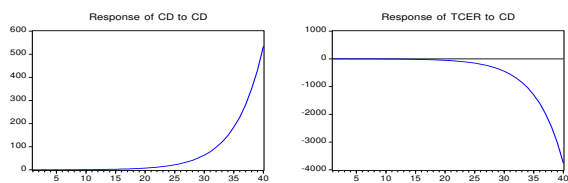
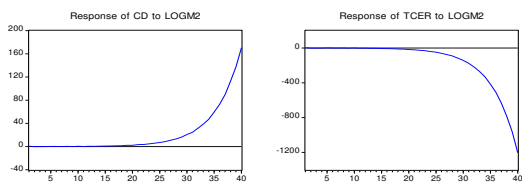
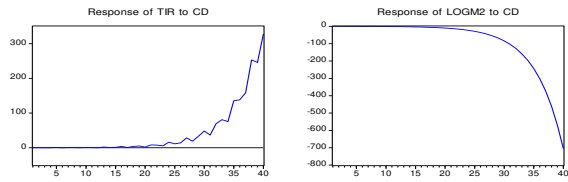
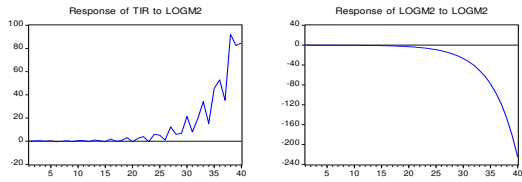
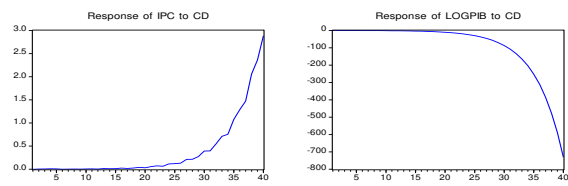


GUINEE EQUATORIALE

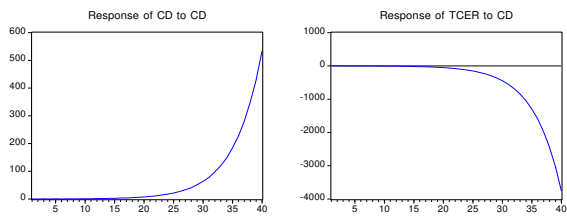
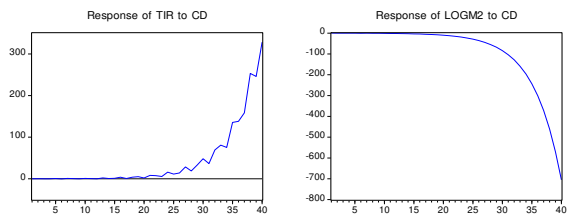
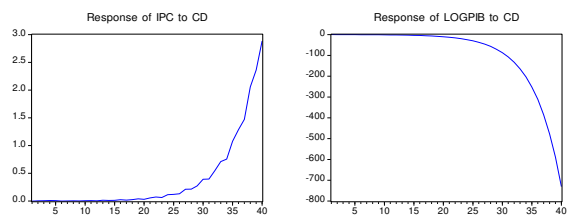
Réponse de l'économie guinéenne à un choc sur LOGM2



Réponse de l'économie guinéenne à un choc sur CD

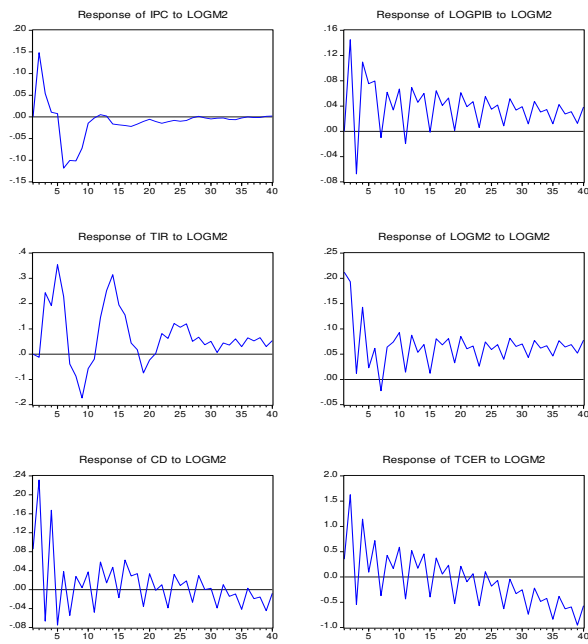


Réponse de l'économie guinéenne à un choc sur CD

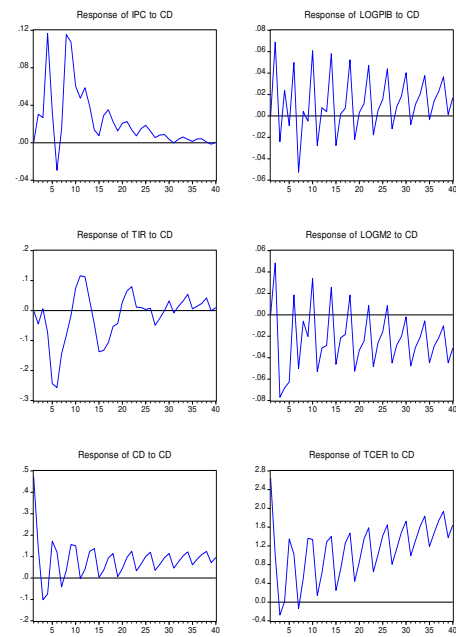


RCA

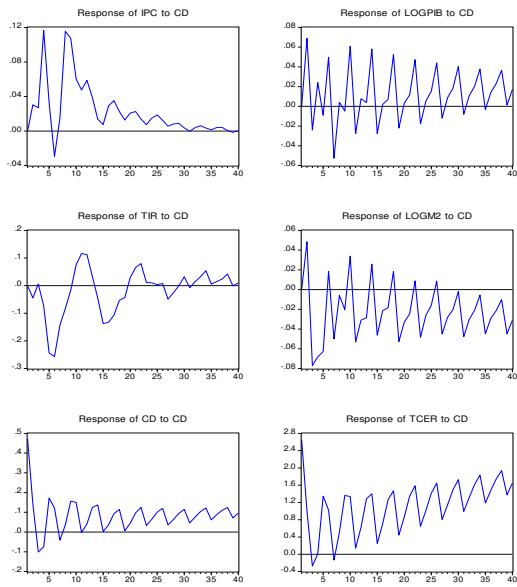
Réponse de l'économie centrafricaine à un choc sur LOGM2



Réponse de l'économie centrafricaine à un choc sur CD

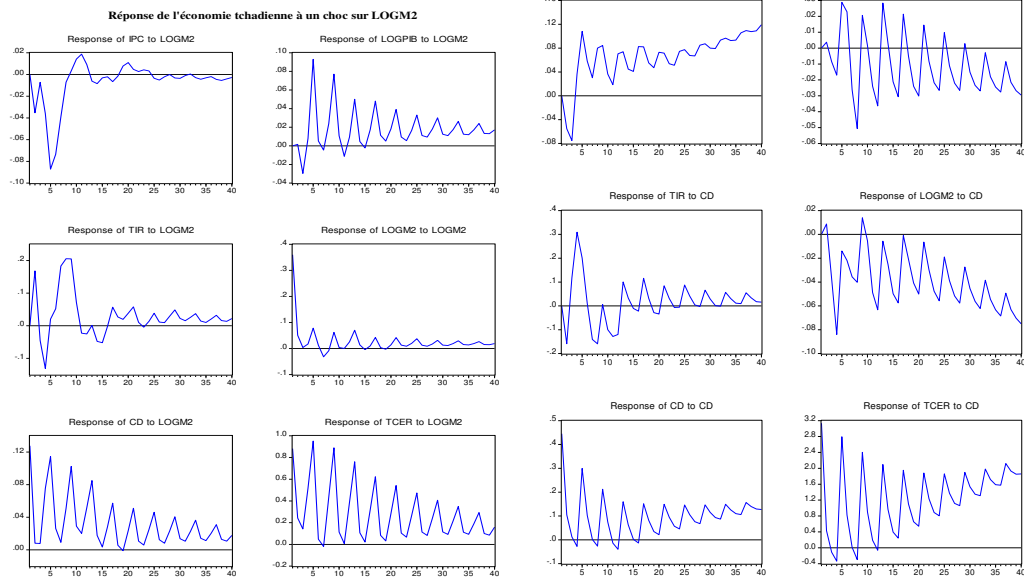


Réponse de l'économie centrafricaine à un choc sur CD

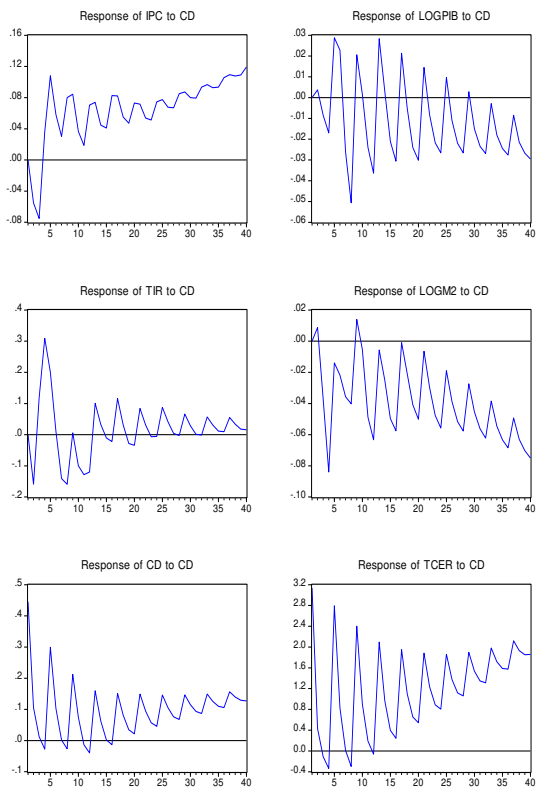


TCHAD

Réponse de l'économie tchadienne à un choc sur CD

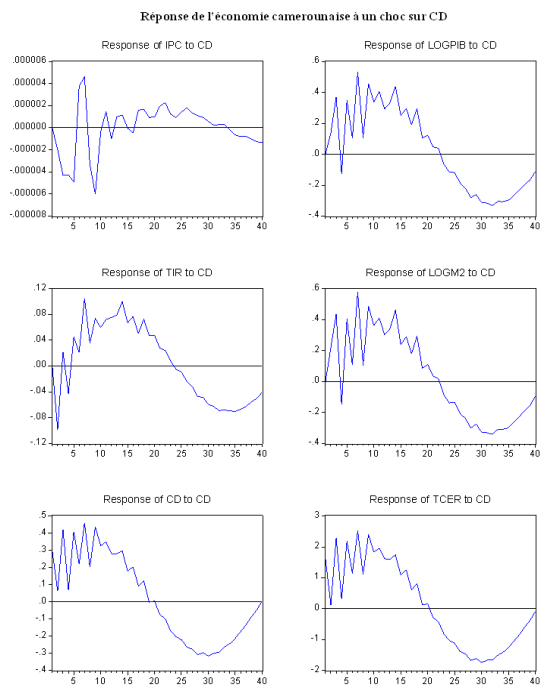
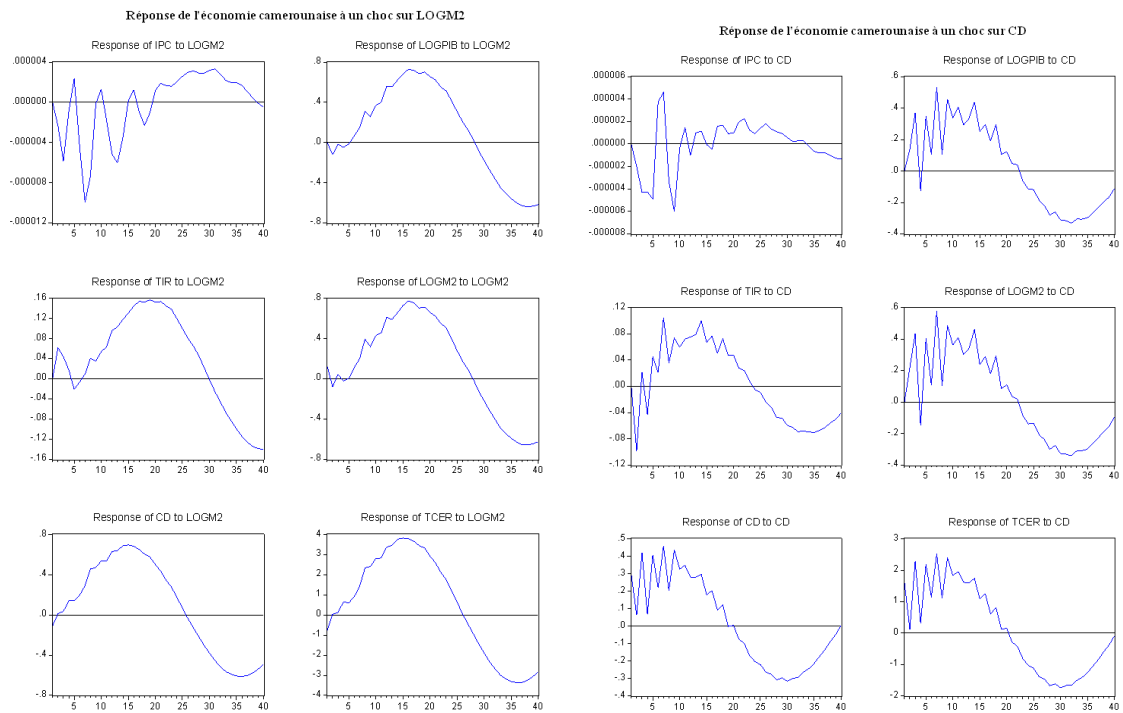


Réponse de l'économie tchadienne à un choc sur CD



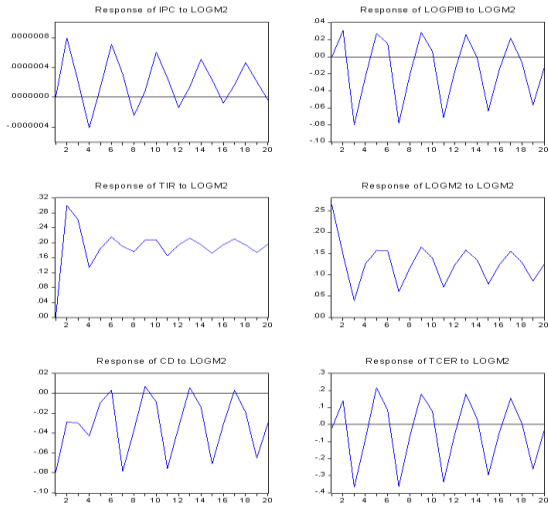
ANNEXE 5 : FONCTIONS DE REPONSE (1995-2008)

CAMEROUN

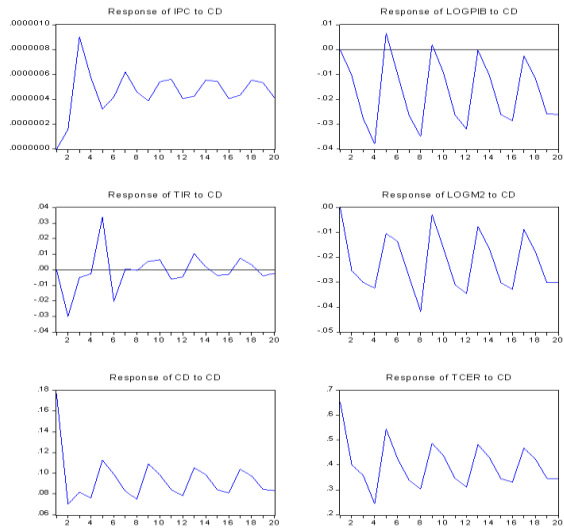


CONGO

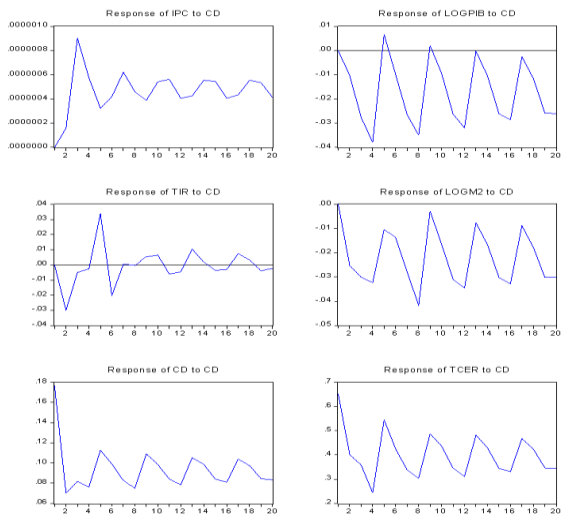
Réponse de l'économie congolaise à un choc sur LOGM2



Réponse de l'économie congolaise à un choc sur CD

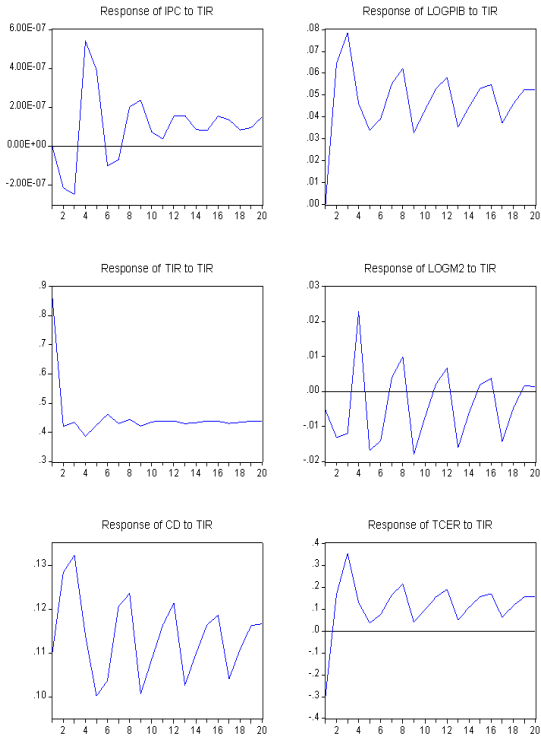


Réponse de l'économie congolaise à un choc sur CD

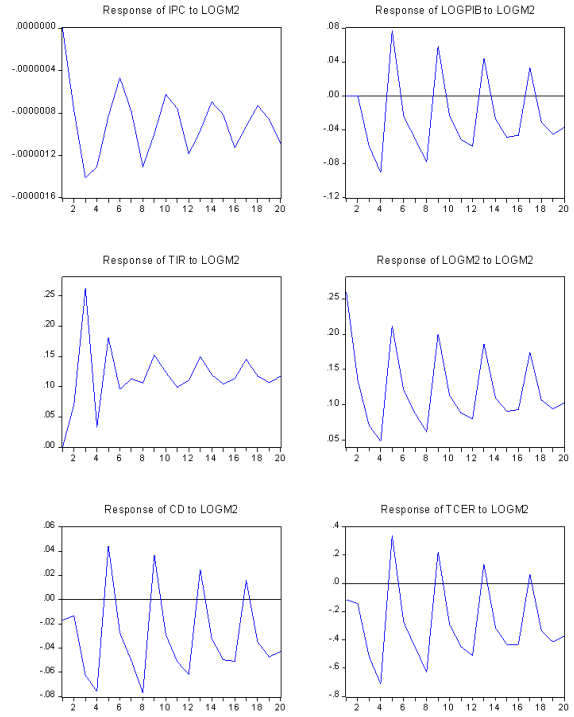


GABON

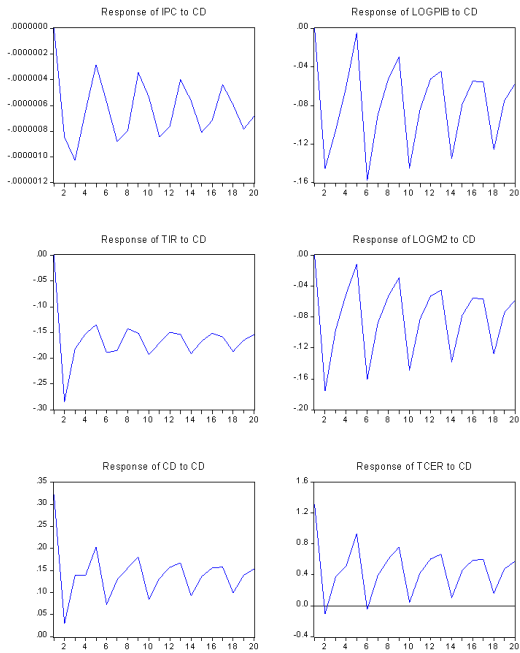
Réponse de l'économie gabonaise à un choc sur TIR



Réponse de l'économie gabonaise à un choc sur logm2

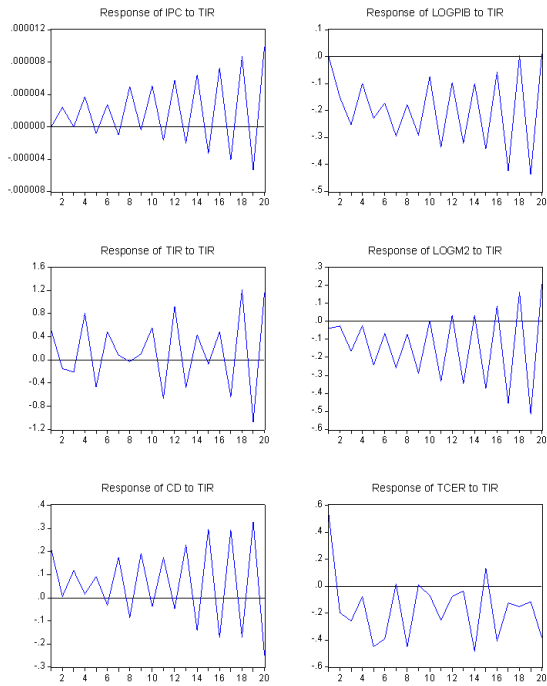


Réponse de l'économie gabonaise à un choc sur CD

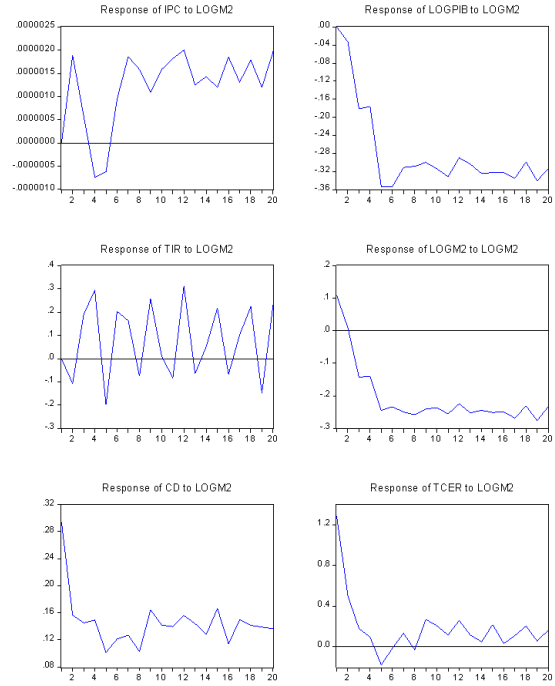


GUINEE EQUATORIALE

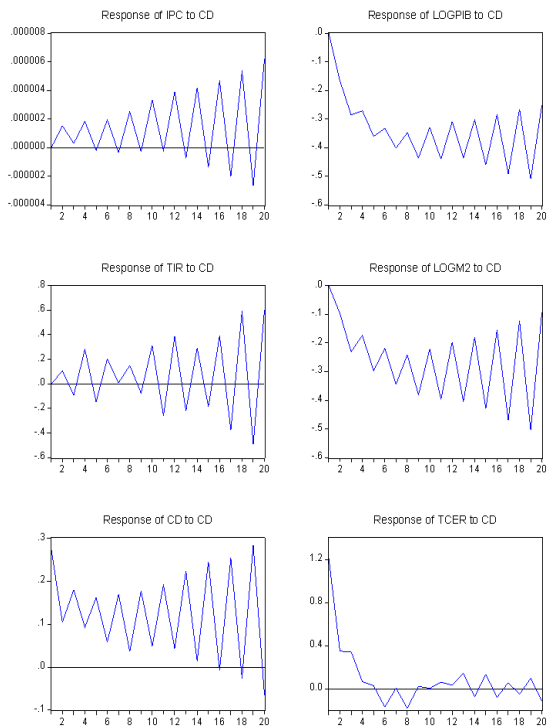
Réponse de l'économie guinéenne à un choc sur TIR



Réponse de l'économie guinéenne à un choc sur LOGM2

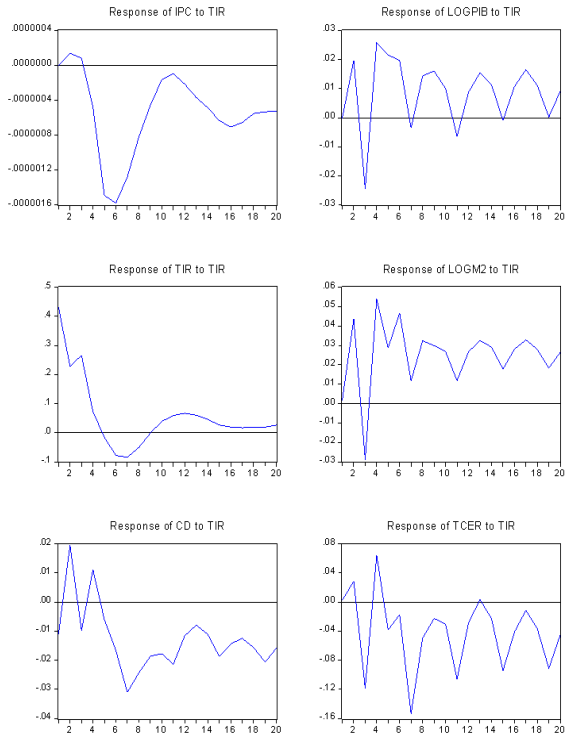


Réponse de l'économie guinéenne à un choc sur CD

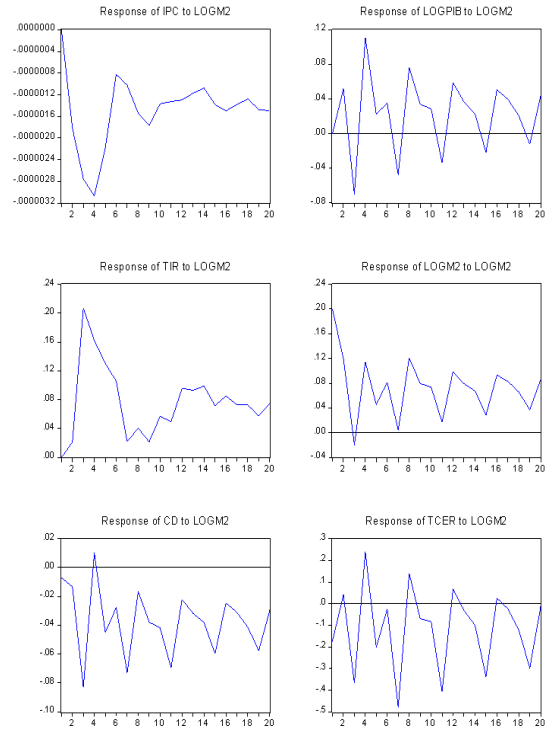


RCA

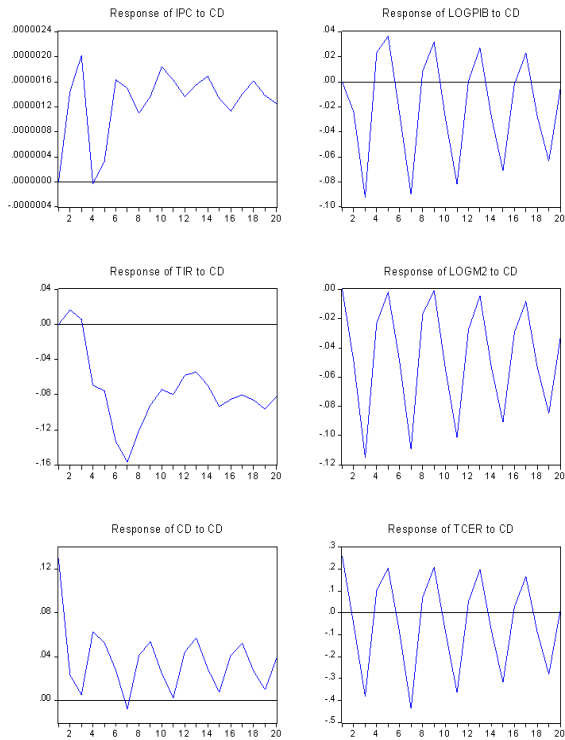
Réponse de l'économie centrafricaine à un choc sur TIR



Réponse de l'économie centrafricaine à un choc sur LOGM2

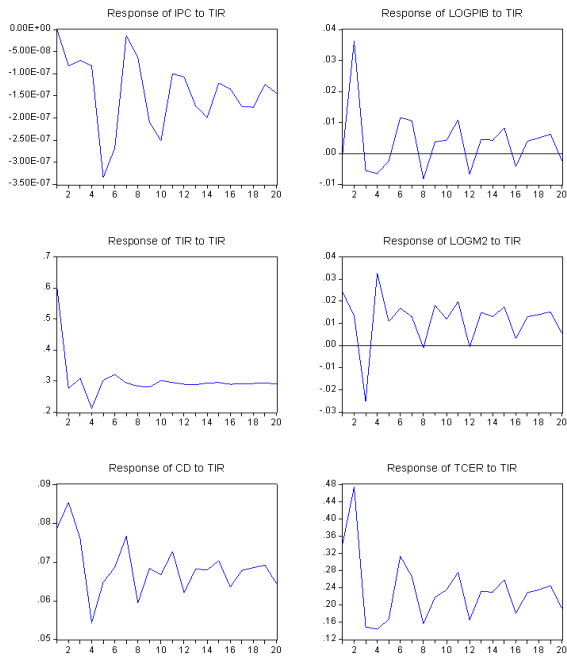


Réponse de l'économie centrafricaine à un choc sur CD

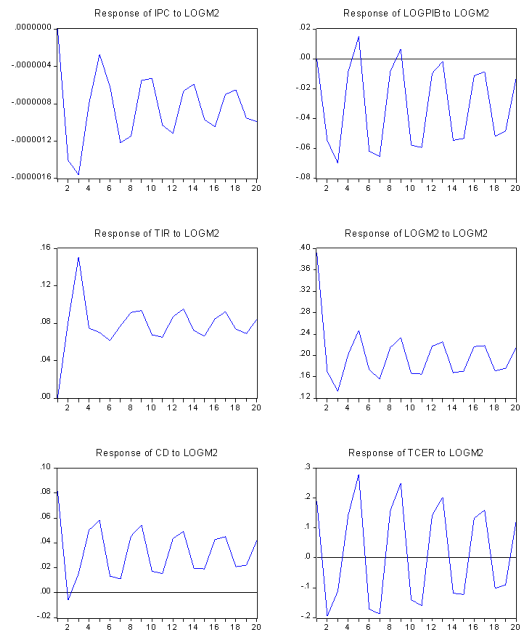


TCHAD

Réponse de l'économie tchadienne à un choc sur TIR.



Réponse de l'économie tchadienne à un choc sur LOGM2



Réponse de l'économie tchadienne à un choc sur CD

