



Munich Personal RePEc Archive

**Monetary policy effects in cemac: an
assessment with the structural and
bayesian VAR methodology**

Kuikeu, Oscar

13 October 2014

Online at <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/59246/>
MPRA Paper No. 59246, posted 13 Oct 2014 02:44 UTC

L'impact de la politique monétaire unique sur l'économie de la zone CEMAC: une approche par la modélisation VAR structurelle et bayésienne

Oscar KUIKEU¹

École Supérieure des Sciences Économiques et Commerciales (ESSEC), Université de Douala, CAMEROUN

Les économies de la zone franc sont-elles plus proches par leur monnaie que par leur structure économique? Autrement dit, la difficile coexistence d'une politique monétaire commune et de politiques fiscales hétérogènes ou disparates, caractéristique des unions monétaires, est-elle possible en zone franc? C'est la question à laquelle nous tenterons de répondre, ici. En effet, juste après la dévaluation du franc cfa en janvier 1994, les économies membres de la zone ont pris des mesures pour préserver la stabilité monétaire au sein de la zone. D'une manière générale, les résultats attestent la robustesse de l'approche VAR comme outil d'analyse des effets de la politique monétaire, en effet, non seulement, les résultats permettent de dégager des conclusions intéressantes au sujet des mécanismes de transmission de l'action monétaire au sein de la zone mais aussi ils constituent l'une des preuves rares, de la pertinence de l'école de pensée néo-keynésienne, réalisées à l'aide de données d'économies d'Afrique Sub-Saharienne (ASS).

Mots-clés: CEMAC, politique monétaire, modélisation VAR

JEL Classification: C32, E52

Are the cfa franc zone member's much closed by their currency or by their economic structure? This is the main question of this paper. In other words, the difficulty to have a common monetary policy and idiosyncratic national fiscal policies, for a monetary area, can be feasible in cfa franc zone? In fact, just after the cfa franc devaluation of January 1994, the cfa franc zone member's committed themselves to preserve the monetary stability into the area. Globally speaking, the results are significant testimony on the robustness of VAR methodology as an engine for the analysis of monetary policy effects, in fact, these results help to draw some lessons about the monetary transmission mechanism into the zone but also there are one of an unique proofs with sub-Saharan African's data of the neo-keynesian school's consistency.

Key-words: CEMAC, monetary policy, VAR models

JEL Classification: C32, E52

1. INTRODUCTION

A l'issue de la dévaluation des francs cfa, en janvier 1994, les Etats membres de la zone franc² décident, d'un commun accord, de renforcer le processus d'intégration régionale. L'objectif poursuivi est double, d'une part, prévenir la résurgence des déséquilibres macroéconomiques à l'origine de cet ajustement³, d'autre part, réduire le risque élevé de désagrégation de l'union

¹ BP 1931 douala (Cameroun), email: projetlivre@yahoo.fr.

² Voir encart, pour une brève présentation de la zone franc.

³ Parmi les causes, l'idée d'un franc cfa surévalué a été convenablement démontrée au sein de la littérature, comme l'atteste la multitude des travaux sur le mésalignement (c'est-à-dire, les phases de sur/sous-évaluation), avant 1994, du taux de change réel en zone franc.

monétaire lié à cet ajustement du change⁴. Cette volonté d'approfondir le processus d'intégration régionale en zone franc, à l'issue de la dévaluation, se traduit au sein de la zone d'émission BEAC (Banque des Etats de l'Afrique Centrale) par la signature, le 16 mars 1994, à N'djamena au Tchad, du Traité qui institue la Communauté Economique et Monétaire de l'Afrique Centrale (CEMAC); socle économique solide orienté vers la constitution d'un marché commun, au rang des objectifs de la communauté figure la réalisation de la convergence (c'est-à-dire, de la coordination ou de la cohérence) des politiques nationales, au moyen du dispositif de la surveillance multilatérale.

En zone CEMAC, la politique monétaire constitue un volet substantiel des priorités de la communauté. En effet, tout comme le traité de Maastricht⁵, agenda de progression vers l'unification monétaire en Europe, les critères de la surveillance multilatérale⁶ adoptés en zone CEMAC s'articulent principalement autour de la situation des finances publiques et de stabilité de la monnaie commune.

Ceci dit, l'évaluation adéquate des effets de la politique monétaire sur l'économie de la zone est essentielle pour une bonne conception ou mise en œuvre de l'action politique au sein de la zone. L'objectif de cet article est d'apporter une contribution au débat en reproduisant, pour la zone CEMAC, l'impact d'un choc⁷ monétaire sur l'économie de la zone.

⁴ En effet, si dans le passé (c'est-à-dire, avant 1994), la question de la surévaluation des francs cfa ait fréquemment été évoquée par le FMI, dans le cadre de ses missions de consultation touchant un pays ou un autre de la zone, le plus souvent, les autorités monétaires des deux unions (BCEAO et BEAC) ont été très réticentes à l'idée de dévaluer la monnaie communautaire, sans être convaincues de l'efficacité de la thérapeutique, ces dernières y voient alors un ferment de dissolution des unions monétaires, or comme une modification, par rapport à la monnaie ancre, de parité du franc cfa requiert l'unanimité des Etats membres, en l'absence d'un intérêt commun à la dévaluation, il est évident que celle-ci comporterait un risque élevé de désagrégation de l'union monétaire.

⁵ Adopté en décembre 1991, par les Chefs d'Etat de l'Union Européenne, ce traité stipule que la transition vers l'union monétaire en Europe est au dépend d'un certain nombre de critères dits de convergence. C'est ainsi que, dans les faits, la marche vers l'union monétaire en Europe a été graduelle et progressive, en d'autres termes, s'est étalée sur plusieurs années: techniquement l'union monétaire en Europe débute le 1^{er} janvier 1999, avec la création de la BCE (Banque Centrale Européenne) et de l'euro (la monnaie unique européenne), cependant, du 1^{er} janvier 1999 au 31 décembre 1999, l'euro n'existe que physiquement dans les comptes et livres de banques, les monnaies nationales continuent de circuler librement dans chaque pays membre de l'union, et ce n'est que le 1^{er} janvier 2002 que l'union monétaire devient effective, lorsque l'euro est introduite sous sa forme physique et lorsque les monnaies nationales sont totalement retirées de la circulation.

⁶ Les quatre critères adoptés dans le cadre de la surveillance multilatérale sont, en effet, les suivants: un solde budgétaire de base (hors dons) rapporté au PIB nominal positif ou nul, un taux d'endettement public (intérieur et extérieur) inférieur à 70 % du PIB, la non-accumulation d'arriérés intérieurs et extérieurs sur la gestion de la période courante, un taux d'inflation annuel moyen inférieur ou égal à 3 %.

⁷ Un choc correspond à un événement inattendu, par exemple, lorsque l'autorité monétaire s'engage à maintenir le taux d'inflation autour d'une valeur donnée, l'on peut considérer que les décisions de politique monétaire sont plutôt prévisibles qu'inattendues, et, dans ce dernier cas, pour étudier leurs effets sur l'économie, on se sert de modèles stochastiques d'équilibre général dynamique (lesquels justifient la co-attribution en 2011 du *prix nobel de sciences économiques* à, son auteur, Thomas Sargent).

Dans la littérature, deux démarches ont été suivies pour représenter les chocs de politique monétaire:

- i)* une première démarche consiste à repérer les dates des chocs de politique monétaire, selon la méthode « historique » suivie par ROMER & ROMER [1989]. Pour les États-Unis, ces derniers ont étudié systématiquement les comptes rendus de session du Comité des Interventions d'Open Market de la Federal Reserve, pour identifier les dates auxquelles la politique monétaire est devenue restrictive. Cette méthode a été étendue au Royaume-Uni et à l'Allemagne par TSATSANORIS [1995]. Une fois les dates repérées, on peut leur affecter une variable muette dans une régression et simuler alors un choc de politique monétaire dans un modèle économétrique.

- ii)* une seconde démarche consiste à utiliser une variable économique représentative des décisions de politique monétaire (agrégat monétaire, taux du marché monétaire, taux directeur de la Banque Centrale). Cependant, comme la causalité peut-être bi-variée (c'est-à-dire, dans un sens comme dans un autre), puisque les variations d'un agrégat monétaire ou du taux d'intérêt du marché monétaire peuvent résulter, tout autant, des développements dans l'économie que des autorités monétaires elles-mêmes, pour représenter les chocs de politique monétaire, on se servira des résidus de la régression de cette variable instrument, de la politique monétaire, sur un ensemble de variables macro-économiques. C'est la méthodologie VAR⁸, démarche suivie dans de nombreux travaux comme ceux de BERNANKE & BLINDER [1992], CHRISTIANO, EICHENBAUM & EVANS [1992], SIMS [1992], DALE & HALDANE [1993], et telle est la démarche que nous adopterons pour cette étude.

Cet article sera organisé ainsi qu'il suit, après avoir rappelé le déroulement de l'action monétaire en zone CEMAC depuis sa mise en place en 1994 (section 2), à la section 3, nous procéderons à l'évaluation des impulsions monétaires en zone CEMAC via la modélisation VAR, la section 4 conclut cet article.

Encart: brève présentation de la zone franc

La zone franc, qui constitue un espace monétaire, rassemble les quatorze pays d'ASS qui signent, en 1972 et 1973, des accords de coopération monétaire avec la France; huit, de ces pays,

⁸ Laquelle justifie la co-attribution en 2011 du *prix nobel de sciences économiques* à, son auteur, Christopher Sims.

sont en Afrique de l'Ouest: Bénin, Burkina – Faso, Côte – d'Ivoire, Guinée – Bissau, Mali, Niger, Sénégal, Togo; six, d'entre eux, en Afrique Centrale: Cameroun, Congo, Gabon, Guinée – Equatoriale, République Centrafricaine, Tchad.

La zone dispose d'une monnaie commune, le FCFA – Franc de la Coopération Financière en Afrique en Afrique Centrale et Franc de la Communauté Financière Africaine en Afrique de l'Ouest –, liée par une parité fixe au franc français (FF) et émise par la BCEAO (Banque Centrale des Etats de l'Afrique de l'Ouest) en Afrique de l'Ouest et par la BEAC (Banque des Etats de l'Afrique Centrale) en Afrique Centrale; le quinzième membre africain de la zone franc, la République islamique des Comores, a sa propre monnaie et sa propre banque centrale.

Avec la France, la coopération monétaire s'articule autour de quatre principaux axes: la *stabilité*, la *convertibilité*, la *transférabilité*, la *solidarité*; la *stabilité* résulte de l'existence d'une parité fixe entre le FCFA et le FF, la *convertibilité* du FCFA est réalisée à travers le mécanisme dit du « compte des opérations », compte, domicilié auprès de la direction française du Trésor, où les Etats membres sont tenus d'y verser au moins 65 % de leurs avoirs extérieurs, la *libre transférabilité* est illimitée entre les membres de la zone, enfin, la *solidarité* est garantie entre les membres par la mise en commun de leurs réserves de change.

Le 12 janvier 1994, le FCFA et le franc comorien ont été dévalués, par rapport au FF, respectivement de 50 % pour le FCFA, pour s'établir à 1 FF pour 100 FCFA, et de 33.3 % pour le franc comorien.

Depuis l'avènement de l'euro, le 1^{er} janvier 2002, le FCFA y est lié au taux de 1 *euro* pour 655.957 FCFA, soit 1 *euro* pour 6.55957 FF, et il continue de bénéficier de la garantie illimitée du Trésor français.

2. Politique monétaire en zone CEMAC

Tout comme l'ensemble des économies, aussi bien développées qu'en développement, le traité qui institue la CEMAC confie à la BEAC, conformément à l'article 1^{er} de ses statuts, ainsi qu'à l'article 21 de la convention qui régit l'UMAC (Union Monétaire d'Afrique Centrale),

l'objectif ultime « de garantir la stabilité de la monnaie⁹. Sans préjudice à cet objectif, la BEAC apporte son soutien aux politiques économiques générales élaborées par les Etats membres de l'union monétaire ».

Depuis l'entrée en vigueur d'un marché monétaire, le 1^{er} juillet 1994, pour ses interventions, la BEAC utilise des instruments dits indirects qui permettent d'influencer directement la liquidité bancaire¹⁰ et qui reposent principalement sur la manipulation du Taux d'Intérêt sur les Appels d'Offres (TIAO) – taux de refinancement des banques de second rang – qui constitue, en quelque sorte, en remplacement du taux de l'escompte, le taux directeur de la Banque¹¹.

C'est ainsi que, au lendemain de la dévaluation, afin de contenir toute pression en faveur d'une évolution ascendante du niveau général des prix, causée par l'effet mécanique lié à l'ajustement du change, la BEAC poursuit avec fermeté sa politique de rigueur (hausse des taux d'intérêt) entamée fin décembre 1993¹², son taux directeur est alors majoré de 250 points de base, entre décembre 1993 et janvier 1994, pour s'établir à 14 %, niveau auquel il a été maintenu, jusqu'en juin 1994. Puis, afin de favoriser une reprise de l'activité, en raison du ralentissement des pressions inflationnistes conjugué à l'accroissement de la liquidité du système bancaire (résultat de l'amélioration, provoquée par l'ajustement du change, du solde commercial), la BEAC réduit progressivement son taux directeur, d'abord de 150 points de base en juin pour l'établir à 12.50 %, puis de 475 points de base par rapport au niveau de juin, entre juillet et décembre 1994, pour l'établir à 7.75 %. Cette politique de détente des taux d'intérêt a été prolongée dans les années

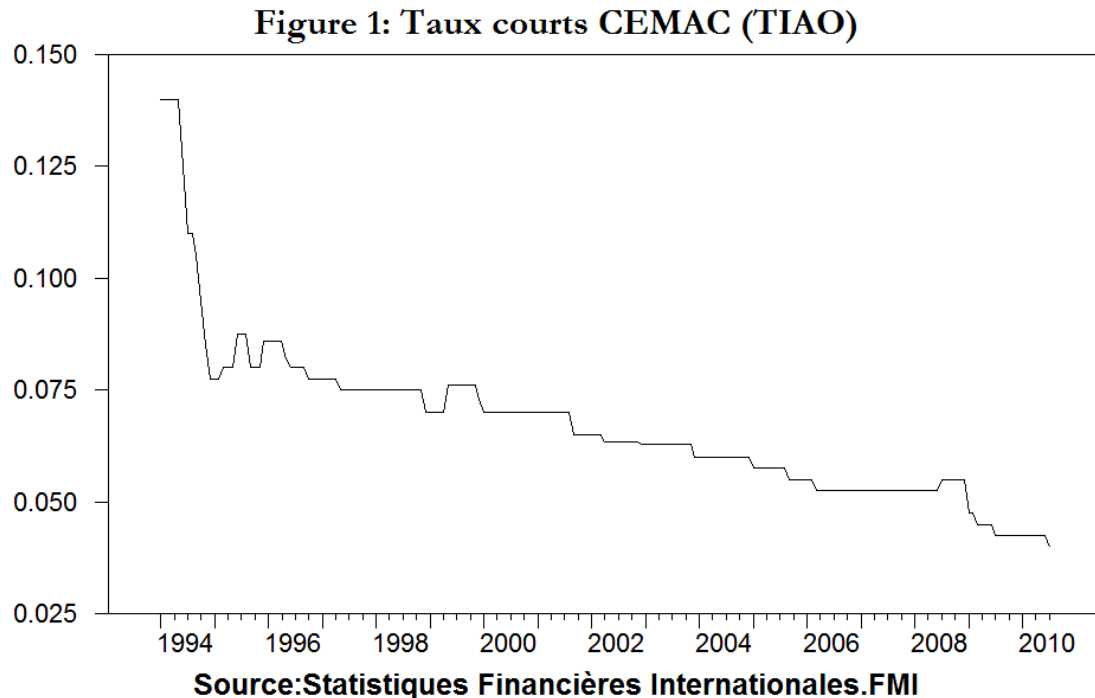
⁹ En dépit du consensus relatif établi autour de cet objectif unique de l'action monétaire (celui de stabilité des prix), les stratégies destinées à y parvenir sont l'objet de vives controverses au sein de la littérature et même, au-delà des cercles académiques, parmi les banquiers centraux. Toutefois selon la répartition, publiée par le FMI, des Etats membres du FMI selon la stratégie de politique monétaire, des différentes stratégies de lutte contre l'inflation, à la disposition des économies, plus de la moitié a adopté une stratégie d'objectif de change; cette stratégie peut prendre des formes différentes, en même temps qu'elle a une longue histoire, cependant avec la multiplication des crises du système monétaire international durant la décennie écoulée, la caisse d'émission (*currency board*) et l'union monétaire – lesquelles sont qualifiées avec le régime de flottement pur de « solutions en coin » – sont recommandées par de nombreuses analyses (EICHENGREEN [1998]). Ainsi, comme Etat membre de la zone franc, la stratégie monétaire de la BEAC vise à préserver la parité fixe entre le FCFA et le FF.

¹⁰ Avant l'entrée en vigueur du marché monétaire, la BEAC utilisait des instruments directs pour ses interventions. En effet, avec pour priorité le financement du développement, par rapport à d'autres objectifs, les responsables de la politique monétaire ont choisi de privilégier la sélectivité du crédit comme principal moyen d'action; cette politique se traduit principalement par la fixation des plafonds globaux de réescompte assortie d'une modulation des taux d'intérêt associés aux crédits réescomptables, ceci, selon les priorités du développement économique.

¹¹ Le contrôle de la liquidité bancaire et la règle selon laquelle les concours de l'institut d'émission ne doivent excéder 20 % des recettes budgétaires constituent les principaux instruments utilisés par les Etats membres de la zone franc pour préserver la stabilité des prix (DEVARAJAN & WALTON [1994]).

¹² En effet, avant la dévaluation de 1994, le rachat des billets de banque en franc cfa auprès des sources situées hors de la zone porta sur des montants annuels très élevés, de 9 à 10 milliards de franc français entre 1992-1993 (MONGA & TCHATCHOUANG [1996]), de telle sorte que les autorités monétaires décident, d'une part, de suspendre la convertibilité de ces billets, d'autre part, de majorer de 50 points de base, entre novembre 1993 et décembre 1993, le taux directeur de la BEAC pour l'établir à 11.50 %.

suivantes et elle est poursuivie jusqu'à l'heure actuelle, comme l'atteste la figure 1, ci-après, qui reproduit le TIAO depuis la dévaluation de 1994 jusqu'à, 2010, une époque très contemporaine.



Même si, en permanence, la zone maintient vis-à-vis de la France un différentiel de taux d'intérêt favorable à la zone, conformément aux enseignements du théorème du triangle d'incompatibilité, la décroissance continue de cette courbe de taux indique que l'entrée de l'euro n'a pas influencé l'action monétaire au sein de la zone.

3. La modélisation VAR

Sans description mathématique appropriée de l'économie, à l'exemple des modèles stochastiques d'équilibre général dynamique (correspondant, sous le vocable anglo-saxon, au sigle DSGE models), l'intérêt de la méthodologie VAR est de décrire très rapidement l'économie à l'aide seulement d'un vecteur de variables; les unes pour désigner l'offre (comme, par exemple, le taux d'inflation), d'autres la demande (comme, par exemple, l'output), Ceci dit, nous supposons que, à chaque instant t , la zone CEMAC est gouvernée par des chocs de nature différente: chocs d'offre, chocs de demande nominaux (monétaires), chocs de demande réels.

Afin de permettre l'identification¹³ de ces chocs, les observations porteront sur trois grandeurs macroéconomiques: l'output gap¹⁴ (c'est-à-dire, l'écart au produit de son niveau potentiel), le taux directeur de la BEAC et le taux d'inflation.

Les données sont extraites du World Economic Outlook Database du FMI pour la production et le taux d'inflation, des Statistiques Financières Internationales du FMI pour le taux directeur de la BEAC; les séries temporelles sont mensuelles¹⁵ et couvrent la période¹⁶ comprise entre janvier 1994 et juillet 2010.

Puisque les paramètres d'un processus VAR ne peuvent être estimés que sur des séries temporelles stationnaires, il convient, au préalable, de s'en assurer, autrement dit, d'examiner l'ordre d'intégration de nos séries.

3.1. Détermination de l'ordre d'intégration des séries

A côté des tests traditionnels de la racine unitaire¹⁷, des tests plus spécifiques ont été employés. D'une part, le test de *Bhargava* (BHARGAVA [1986]): pour tester l'hypothèse nulle de marche aléatoire simple contre l'alternative de stationnarité, BHARGAVA [1986] propose de retenir la statistique R1 et la statistique R2 pour tester l'hypothèse nulle de marche aléatoire avec dérive contre la stationnarité autour d'un trend; dans chacun des cas, l'on rejette l'hypothèse nulle de racine unitaire lorsque la valeur calculée de la statistique excède la valeur tabulée. D'autre part, le test KPSS (KWIATKOWSKI, PHILLIPS, SCHMIDT & SHIN [1992]) qui présente la particularité de tester l'alternative de présence d'une racine unitaire contre l'hypothèse nulle de stationnarité, soit autour d'un terme constant – *Statistique ETA(mu)* –, soit autour d'un trend linéaire – *Statistique ETA(tau)* –; dans chacun des cas, nous validons l'hypothèse nulle de stationnarité lorsque la valeur calculée de la statistique n'excède pas la valeur tabulée.

Les résultats de ces différents tests ont été consignés au sein du tableau suivant:

¹³ L'identification des chocs porte le nom d'analyse des fonctions de réponse impulsionnelles, c'est-à-dire, d'étude de la propagation au système économique d'un choc.

¹⁴ Obtenu en retranchant au produit un trend polynomial d'ordre 3.

¹⁵ Les séries mensuelles de la production et du taux d'inflation ont été obtenues par interpolation linéaire des séries annuelles respectives, contrairement à la série du taux directeur de la BEAC qui était disponible en fréquence mensuelle.

¹⁶ Le choix de la période d'estimation n'a été contraint que par la disponibilité des données.

¹⁷ *Dickey – Fuller (DF)*, *Augmented Dickey – Fuller (ADF)*, *Phillips – Perron (PP)*.

Tableau 1: tests de stationnarité

Séries	<i>ADF</i>	<i>PP</i>	<i>KPSS</i>		<i>Bhargava</i>	
			<i>ETA(mu)</i>	<i>ETA(tau)</i>	R1	R2
<i>r</i>	-5.89*	-4.95*	3.83*	0.27*	0.01	0.02
<i>x</i>	-3.57*	-1.68	0.15	0.15**	0.02	0.02
π	-2.98**	-1.79	0.37	0.16**	0.01	0.01

Notes: * (**, ***) l'hypothèse nulle est rejetée au seuil de 1% (5%, 10%), *x* est l'output gap, π le taux d'inflation, *r* le taux directeur de la BEAC.

A la lecture des résultats de ce tableau, l'hypothèse de stationnarité de l'output gap et du taux d'inflation est convenablement admise. Par contre, les conclusions paraissent plus nuancées pour le taux directeur de la BEAC, en effet, seuls les tests traditionnels de la racine unitaire (autrement dit, les statistiques *ADF* et *PP*) permettent de valider l'hypothèse de stationnarité de cette série; néanmoins, ici, nous décidons de maintenir l'hypothèse de stationnarité de cette série.

3.2. Détermination du nombre de retard et estimation du processus VAR

En désignant par y_t le vecteur formé des trois variables stationnaires (l'output gap, le taux directeur de la BEAC et le taux d'inflation), rappelons que la formulation générale d'un modèle VAR d'ordre p (noté VAR(p))¹⁸ est la suivante:

$$y_t = A_0 + A_1 y_{t-1} + A_2 y_{t-2} + \dots + A_p y_{t-p} + \varepsilon_t,$$

où ε_t est un vecteur de dimension (3 ; 1) et de matrice de variance – covariance Σ_ε .

Pour déterminer l'ordre p du VAR, divers processus VAR ont été estimés pour des ordres de retard p compris entre 1 et 8; le retard p retenu est celui qui minimise les critères d'information d'Akaike (AIC), de Schwarz (SIC) et Hannan – Quinn (HQ).

Tableau 2: détermination de l'ordre p du VAR

<i>p</i>	<i>AIC</i>	<i>SIC</i>	<i>HQ</i>
1	-7387.676	-7348.2168	-7371.7043
2	-8921.8704	-8852.9231	-8893.96
3	-9199.3358*	-9100.9923*	-9159.5216*
4	-9134.5393	-9006.8923	-9082.8566
5	-9077.8774	-8921.0202	-9014.3615
6	-9061.7204	-8875.7471	-8986.4072
7	-9035.2216	-8820.2269	-8948.1471
8	-8989.2503	-8745.3298	-8890.4512

* indique l'ordre p à retenir selon le critère utilisé.

¹⁸ La méthodologie VAR est un modèle économétrique considéré comme une généralisation au cas multivarié de la méthodologie Box-Jenkins d'analyse univariée des séries temporelles.

L'estimation du VAR(3), par la procédure des MCO appliquée séparément à chacune des composantes du vecteur y , est la suivante:

Tableau 3: estimation du VAR(3)

	x	π	r
x_{t-1}	2.74 (58.33)*	-0.00 (-0.14)	-0.54 (-0.93)
x_{t-2}	-2.52 (-27.13)*	0.01 (0.10)	1.10 (0.96)
x_{t-3}	0.77 (16.49)*	-0.00 (-0.07)	-0.57 (-0.97)
π_{t-1}	0.00 (0.10)	2.67 (52.32)*	0.41 (0.65)
π_{t-2}	-0.00 (-0.06)	-2.41 (-24.13)*	-0.84 (-0.68)
π_{t-3}	0.00 (0.00)	0.73 (14.42)*	0.42 (0.68)
r_{t-1}	-0.01 (-1.94)***	-0.00 (-0.25)	1.26 (17.23)*
r_{t-2}	0.02 (1.96)***	-0.00 (-0.01)	-0.34 (-2.98)*
r_{t-3}	-0.00 (-1.21)	0.00 (0.31)	0.04 (0.63)
Constante	0.00 (0.22)	0.00 (0.46)	0.00 (3.48)*
Statistiques de l'équation			
R^2 ajusté	0.99	0.99	0.98
DW	2.01	2.05	2.01

Notes: * (**, ***) l'hypothèse nulle est rejetée au seuil de 1 % (5 %, 10 %), (.) la T-Stat, x est l'output gap, π le taux d'inflation, r le taux directeur de la BEAC.

Ce qui est intéressant d'observer c'est que, dans la plupart des cas, le passé respectif de chacun des endogènes est toujours significatif; et, même si la valeur élevée du R^2 ajusté serait le signe de régressions fallacieuses, nous décidons de maintenir l'hypothèse de stationnarité de nos séries, autrement dit, nous n'envisagerons pas le recours à la cointégration, c'est-à-dire, à la Modélisation en Correction d'Erreur (MCE).

3.3. L'analyse des fonctions de réponse impulsionnelles

D'après le théorème de décomposition de Wold, nous pouvons réécrire notre VAR(p) sous la forme d'un VMA(∞):

$$y_t = \sum_{h=0}^{\infty} \Theta_h \varepsilon_{t-h}.$$

Cette écriture moyenne mobile est très utile, pour l'analyse des fonctions de réponse impulsionnelles. En effet, les innovations (dites canoniques) ε sont interprétées comme les chocs qui affectent l'économie (représentée par le vecteur y), et les multiplicateurs Θ comme les canaux de propagation d'un choc à l'économie.

Comme l'analyse des fonctions de réponse impulsionnelles est délicate en présence d'une autocorrélation contemporaine¹⁹ des innovations canoniques ε , afin de se ramener à des chocs orthogonaux (c'est-à-dire, des chocs interprétables), il faut multiplier le vecteur des innovations canoniques par une matrice, d'ordre (3×3) pour un VAR(3), P préalablement définie. On peut retenir diverses matrices P , c'est le cas de la matrice issue de la *décomposition de Cholesky* tout comme de celles, qualifiées de décomposition *structurelle*, issues de la *décomposition de Sims-Bernanke* (BERNANKE [1986], SIMS [1986]) et de la *décomposition de Blanchard-Quah* (BLANCHARD & QUAH [1989]); dans chacun des cas, les résultats obtenus dépendent de l'ordre dans lequel l'on range les séries, cependant, contrairement à la *décomposition de Cholesky*, la matrice P issue de la décomposition *structurelle* n'est plus obligatoirement triangulaire inférieure, en effet, la décomposition *structurelle* donne la possibilité d'estimer librement, pour un VAR(3), au moins 3 éléments de la matrice P , à l'unique différence que la *décomposition de Blanchard-Quah* s'intéresse à l'effet de long-terme (il s'agit de, la somme des termes de retard, $I - H(L)$ où I est la matrice identité et L l'opérateur retard).

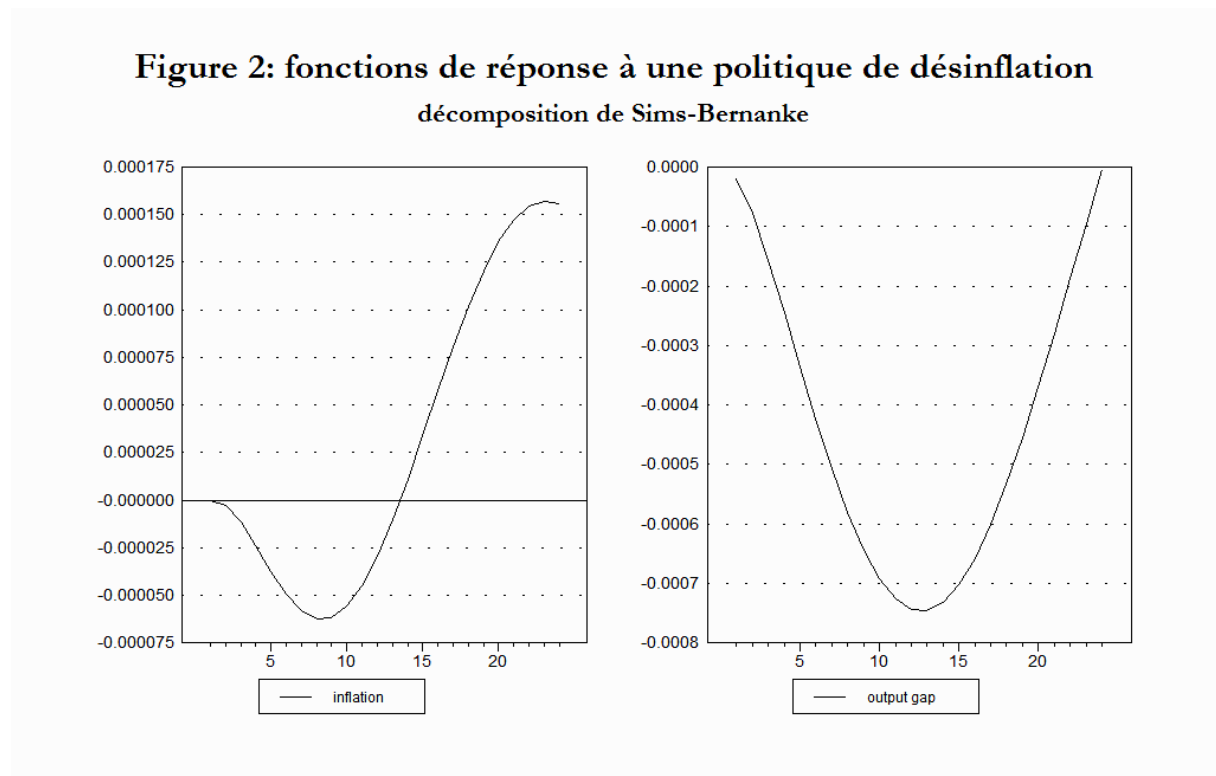
Puisque les résultats attendus de la *décomposition de Cholesky* et de la *décomposition de Sims-Bernanke* dépendent de l'ordre dans lequel l'on range les séries, de leur usage, l'intérêt est d'établir un choix parmi une alternative de théories économiques; ici, l'ordre retenu des variables est, le suivant, π , x , r : autrement dit, nous considérons que, d'une part, conformément aux enseignements de la règle de Taylor (TAYLOR [1993]), l'autorité monétaire modifie son instrument en tenant compte, à la fois, du taux d'inflation de la zone et de l'output gap, d'autre part, conformément aux enseignements de la courbe de phillips néo-keynésienne hybride (FUHRER & MOORE [1995], GALI & GERTLER [1999], MANKIW & REIS [2002]),

¹⁹ En effet, dans le cas d'une autocorrélation contemporaine des chocs, il n'est plus possible de savoir si, par exemple, un choc de politique monétaire résulte des développements dans l'économie ou alors des autorités monétaires elles-mêmes, alors que lorsqu'on étudie l'impact d'un choc monétaire l'on s'intéresse au cas où le choc de politique monétaire résulte des autorités monétaires elles-mêmes.

l'inflation est persistante (autrement dit, un choc sur le taux d'inflation, comme, par exemple, une politique de désinflation, ne portera ses fruits qu'après un délai).

Nous ne présenterons les résultats d'analyse des fonctions de réponse impulsionnelles qu'uniquement pour la *décomposition de Sims-Bernanke*, on ne s'intéressera qu'à l'impact d'une politique de désinflation²⁰ sur l'économie de la zone CEMAC; à propos de la *décomposition de Sims-Bernanke*, avec l'ordre retenu des séries, la matrice P employée, pour l'analyse de ces fonctions de réponse impulsionnelles²¹, est de la forme:

$$\begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 \\ a & 1 & b \\ c & d & 0 \end{bmatrix}$$

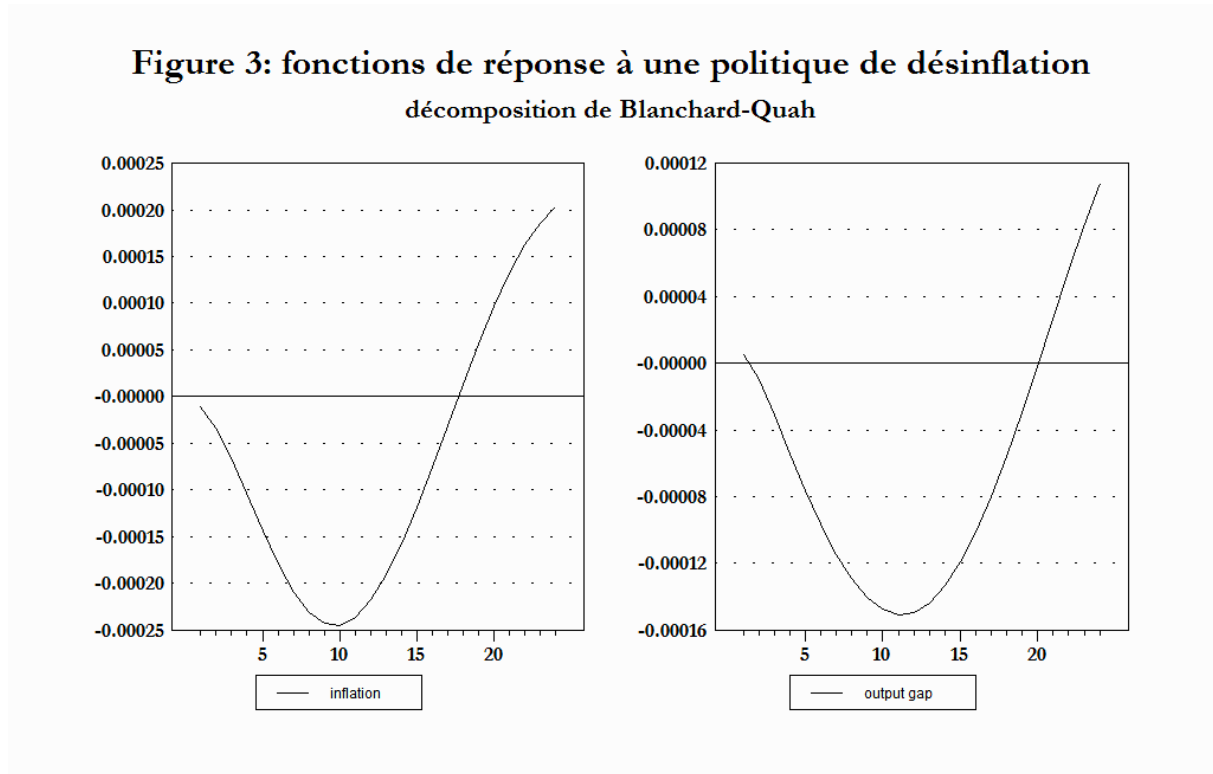


La réaction de la zone CEMAC est conforme à l'intuition économique, en effet, suite à ce resserrement de la politique monétaire, le taux d'inflation et l'output gap, conformément à l'intuition économique, décroissent; l'inflation décroît durant 07 mois environ alors que l'activité se contracte pendant près d'un an.

²⁰ Choc de demande nominale (monétaire).

²¹ En annexe, selon la procédure de Sims-Zha (DOAN [2004]), des intervalles de confiance ont été construits autour de ces fonctions de réponse impulsionnelles; lesquelles représentent les autres éventualités, statistiquement possibles, de ces fonctions de réponse impulsionnelles.

A propos de la *décomposition de Blanchard-Quah*, avec l'ordre retenu des séries, nous assumons, tout comme la *décomposition de Cholesky*, tout simplement, que la seconde n'a aucun effet sur la première et la troisième n'a aucun effet sur la seconde, mais, à la différence de la *décomposition de cholesky*, l'effet est de long terme.



La réaction de la zone CEMAC est conforme à l'intuition économique, en effet, suite à ce resserrement de la politique monétaire, le taux d'inflation et l'output gap, conformément à l'intuition économique, décroissent; l'inflation décroît durant 09 mois environ (un peu plus longtemps qu'avec la *décomposition de Sims-Bernanke*) alors que l'activité se contracte pendant près d'un an (pareillement qu'avec la *décomposition de Sims-Bernanke*).

4. Extension de la modélisation VAR: l'approche VAR bayésienne

Après avoir exposé l'idée de l'approche bayésienne, nous analyserons les fonctions de réponse impulsionnelles associées.

4.1. L'analyse bayésienne

Soit un échantillon de taille N , $y = \{y_i\}$, $i = 1, 2, \dots, N$, dont la densité marginale (autrement dit, la probabilité d'observer y_i) est fonction de G paramètres inconnus donnés par le vecteur $\theta' = (\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_G)$. Si les observations $\{y_i\}$ sont indépendamment distribuées, la probabilité d'observer l'échantillon est le produit des densités marginales. Autrement dit, en désignant par $f(y_i | \theta)$ la densité marginale associée à $\{y_i\}$ où $f(\cdot)$ est une fonction croissante et à valeurs positives, la vraisemblance (autrement dit, la probabilité d'observer l'échantillon $y = \{y_i\}$, $i = 1, 2, \dots, N$) est donnée par: $f(y | \theta) = \prod_{i=1}^N f(y_i | \theta)$. A l'aide d'observations disponibles, l'induction statistique vise à préciser le modèle.

Dans l'approche classique, les paramètres inconnus θ sont considérés comme fixes et l'échantillon observé comme le résultat d'un processus aléatoire. L'objectif est alors de retrouver les paramètres inconnus θ , en d'autres termes, étant donné la forme fonctionnelle de $f(\cdot)$ et les N observations faites sur $\{y_i\}$, l'objectif est de retrouver les paramètres inconnus θ qui rendent l'observation de l'échantillon la plus vraisemblable. En maximisant la vraisemblance par rapport à θ , l'on détermine ainsi la valeur particulière $\hat{\theta}$ qui maximise la probabilité d'obtenir les valeurs d'échantillonnage effectivement observées. On dit alors de $\hat{\theta}$ qu'il est l'estimateur du Maximum de la Vraisemblance du vecteur des paramètres inconnus θ .

Dans l'approche bayésienne, les hypothèses fondamentales sont assez différentes. Les paramètres inconnus sont traités comme des variables aléatoires tandis que les valeurs d'échantillonnage sont considérées comme fixes. Formellement, l'on exprime certaines idées à priori quant à la vraisemblance des paramètres θ notée $f(\theta)$. L'inférence réalisée dans ce cadre a ainsi pour objet de déterminer comment les observations disponibles modifient cet à priori $f(\theta)$.

4.2. L'analyse des fonctions de réponse impulsionnelles

Nous commençons par apprécier l'ordre d'intégration des séries, à l'aide du test de la racine unitaire bayésien (SIMS [1988]).

Tableau 4: test de la racine unitaire bayésien

Séries	Constante	Trend
r	4.45*	6.28*
x	3.58*	3.56*
π	3.99*	3.97*

Notes: * (**, ***) l'hypothèse nulle est rejetée au seuil de 1% (5%, 10%), x est l'output gap, π le taux d'inflation, r le taux directeur de la BEAC.

A la lecture des résultats de ce tableau, il est impossible d'accepter l'hypothèse nulle de racine unitaire des séries.

L'estimation du VAR(3), avec des à priori sur les paramètres, est la suivante:

Tableau 5: estimation du VAR(3) avec des à priori

	x	π	r
x_{t-1}	2.44 (56.07)*	-0.03 (-1.10)	-0.26 (-0.69)
x_{t-2}	-1.93 (-22.42)*	0.07 (1.04)	0.54 (0.72)
x_{t-3}	0.47 (10.95)*	-0.03 (-0.98)	-0.28 (-0.75)
π_{t-1}	-0.03 (-0.84)	2.36 (50.68)*	0.21 (0.54)
π_{t-2}	0.06 (0.98)	-1.79 (-19.76)*	-0.46 (-0.64)
π_{t-3}	-0.04 (-1.13)	0.41 (9.10)*	0.23 (0.60)
r_{t-1}	-0.00 (-1.47)	0.00 (0.12)	1.20 (19.26)*
r_{t-2}	0.00 (0.90)	-0.00 (-0.18)	-0.23 (-2.54)*
r_{t-3}	0.00 (0.38)	0.00 (0.22)	-0.00 (-0.08)
Constante	-0.00 (-0.21)	0.00 (1.08)	0.00 (3.77)*
Statistiques de l'équation			
R^2 ajusté	0.99	0.99	0.98
DW	1.25	1.26	1.88

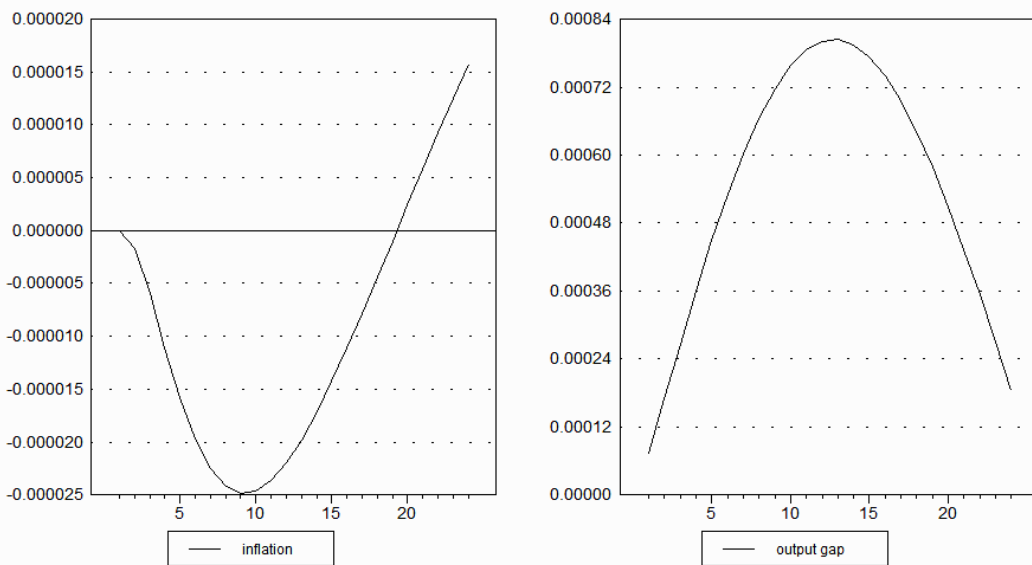
Notes: * (**, ***) l'hypothèse nulle est rejetée au seuil de 1 % (5 %, 10 %), (.) la T-Stat, x est l'output gap, π le taux d'inflation, r le taux directeur de la BEAC.

Les résultats sont comparables au cas précédent, en effet, non seulement les R^2 ajusté demeurent autant élevés, mais ce sont uniquement les retards de chacun des endogènes qui sont significatifs.

A propos de la *décomposition de Sims-Bernanke*, la matrice P employée, pour l'analyse de ces fonctions de réponse impulsionnelles²², demeure inchangée.

²² En annexe, selon la procédure de Sims-Zha (DOAN [2004]), des intervalles de confiance ont été construits autour de ces fonctions de réponse impulsionnelles; lesquelles représentent les autres éventualités, statistiquement possibles, de ces fonctions de réponse impulsionnelles.

Figure 4: fonctions de réponse à une politique de désinflation
 décomposition de Sims-Bernanke/analyse bayésienne

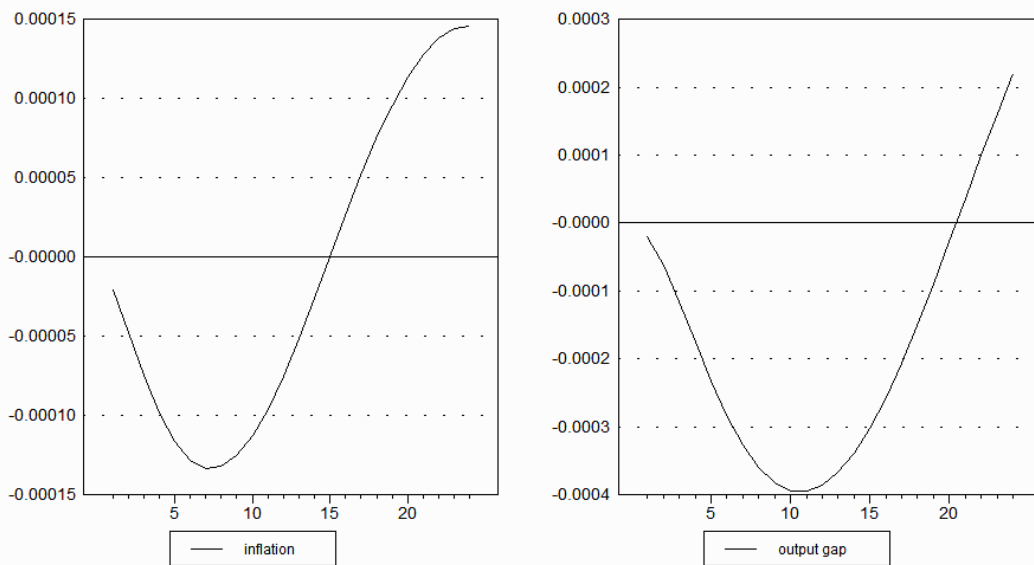


La réaction de la zone CEMAC n'est pas conforme à l'intuition économique, en effet, suite à ce resserrement de la politique monétaire, alors que le taux d'inflation, conformément à l'intuition économique, décroît, l'output gap, contrairement à l'intuition économique²³, croît.

A propos de la *décomposition de Blanchard-Quah*, la réaction de la zone CEMAC est conforme à l'intuition économique (voir figure 5 ci-dessous), en effet, suite à ce resserrement de la politique monétaire, le taux d'inflation et l'output gap, conformément à l'intuition économique, décroissent.

²³ Ce résultat s'explique lorsque la politique de désinflation est crédible, en effet, en raison de l'aspect *forward – looking* du processus de formation des prix, lorsque la politique de désinflation est annoncée et qu'elle est crédible, les firmes réduiront leur prix à la période courante, avant même la contraction de l'offre de monnaie. Ainsi, l'encaisse réelle des agents à la période courante augmentera, laquelle entraînera une augmentation de la demande qui alors stimulera la production.

Figure 5: fonctions de réponse à une politique de désinflation
décomposition de Blanchard-Quah/analyse bayésienne



5. Conclusion

Puisque l'union monétaire est favorable, pour ses Etats membres, lorsque les avantages liés à l'élimination du risque de change (associé aux opérations de conversion de leur devise respective) et de politiques monétaires non coopératives restent supérieurs aux coûts liés à la perte de l'instrument du taux de change comme variable d'ajustement et à la perte de la souveraineté en matière monétaire, nous pouvons dire que si les chocs qui frappent les économies de la zone suscitent, en leur sein, des effets similaires, le coût d'appartenir à la zone sera faible et, de ce fait, en matière monétaire, la politique monétaire commune (autrement dit, l'élimination des politiques monétaires non coopératives) se révélera adaptée aux désirs de chacune de ses économies, en revanche, le coût sera élevé si les chocs sont très spécifiques²⁴, et ce qui impose évidemment des politiques monétaires adaptées.

Cette étude a consisté à identifier les chocs de demande nominale en zone CEMAC et à apprécier leur influence sur les variables macro-économiques, à l'aide d'un modèle VAR. Ainsi, il en ressort que, en zone CEMAC, les mécanismes de transmission des impulsions monétaires à la sphère réelle sont conformes à l'intuition économique: en effet, d'une part, l'inflation est

²⁴ C'est parce que la politique monétaire commune n'est pas adaptée aux chocs asymétriques que la théorie des ZMO (Zones Monétaires Optimales), élaborée par MUNDELL [1961], énumère les critères pour lesquels l'union monétaire est apte à préserver la stabilité de la monnaie commune.

persistante au sein de la zone, dans la mesure où, suite au choc monétaire, l'inflation ne réagit qu'après un délai (d'un 1 mois environ) lorsqu'on considère la *décomposition de Sims-Bernanke*, d'autre part, les prix sont rigides, puisque la réaction de l'output est instantanée, en outre, la politique monétaire fait face à un dilemme, du point de vue de l'handicap de son action, entre une baisse de l'inflation après seulement un délai et une contraction immédiate de l'activité, enfin, la récession est effectivement le coût d'une politique de désinflation puisque, suite à ce resserrement de la politique monétaire, l'activité se contracte pendant seulement un temps²⁵.

Par conséquent, au sujet de notre question d'intérêt, les économies de la zone CEMAC seraient plus proches par leur monnaie que par leur structure productive. A cet effet, puisqu'une politique monétaire commune exige des préférences nationales communes, l'initiative des économies membres de la CEMAC d'assurer la convergence²⁶, au moyen du dispositif de la surveillance multilatérale, de leurs politiques nationales est crédible.

²⁵ Résultat conforme aux travaux de CHRISTIANO, EICHENBAUM & EVANS [1999].

²⁶ En effet, comme, d'après « *la règle de 45 degrés* » qu'établit KRUGMAN [1989], les élasticités-revenu de la demande aux biens exportés et importés d'une économie sont systématiquement liées au taux de croissance relatif de l'économie comparativement à celui de l'étranger, au sein d'une union monétaire, des différences considérables des rythmes de croissance peuvent susciter des divergences de préférence, entre Etats membres, au sujet de la stabilité de la monnaie commune: en effet, une économie dont la croissance du revenu est importante relativement à celle du partenaire commercial deviendra d'avantage sensible à la capacité du partenaire commercial d'importer. Ainsi, l'économie dont la croissance du revenu est importante pourrait souhaiter la réduction du prix des produits qu'elle exporte à destination du partenaire commercial, autrement dit, l'économie dont la croissance du revenu est importante pourrait souhaiter la dévaluation de la monnaie. Ainsi, en union monétaire, des différences considérables de rythme de croissance, entre l'économie dont la croissance du revenu est forte et ses partenaires membres de l'union monétaire, ôteraient tout intérêt commun à la suggestion de dévaluation et menaceraient ainsi la stabilité de la monnaie commune.

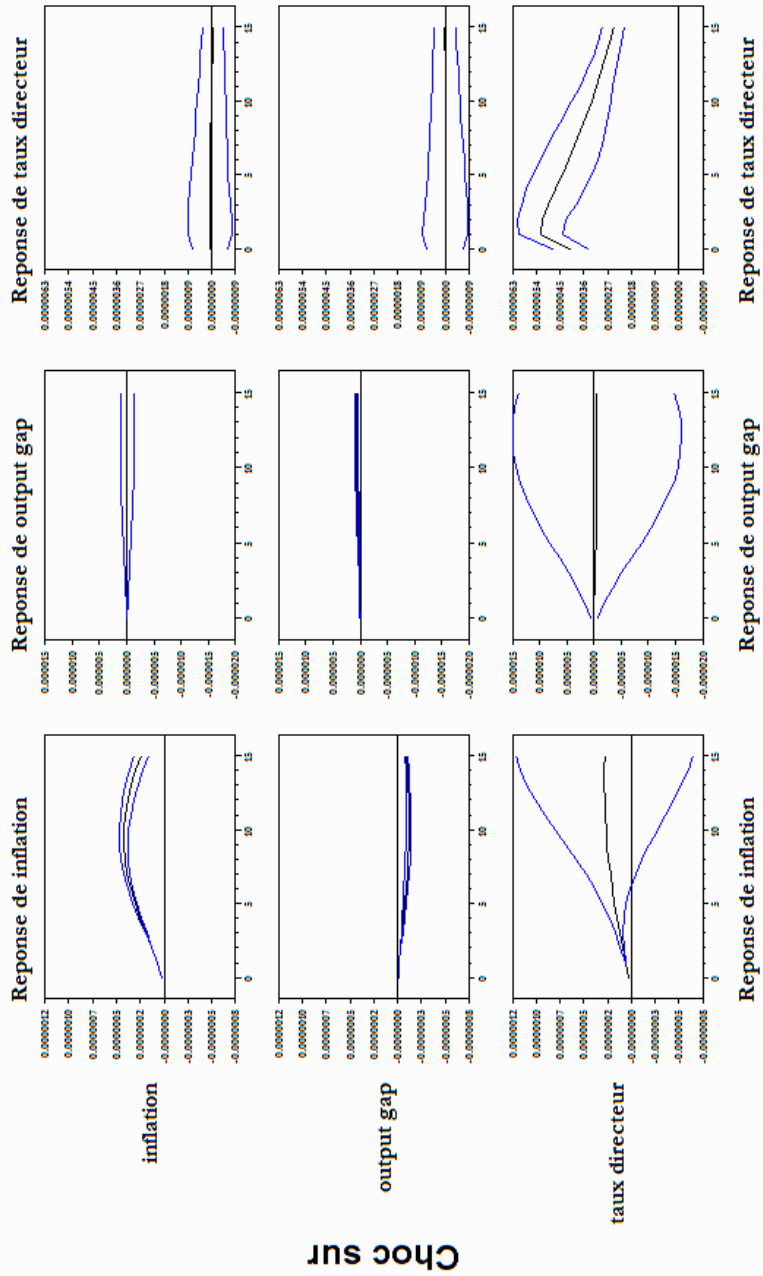
6. Bibliographie

- BERNANKE B.S. [1986]: “Alternative explanations of the money-income correlation”, *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, vol. 25(1), pp. 49-99.
- BERNANKE B.S. et BLINDER A.S. [1992]: “The federal funds rate and the channels of monetary transmission”, *American Economic Review*, vol. 82(4), pp. 901-921.
- BHARGAVA A. [1986]: “On the theory of testing for unit roots in observed times series”, *Review of Economic Studies*, vol. 53(3), pp. 369-384.
- BLANCHARD O. et D. QUAH [1989]: “The dynamics effects of aggregate demand and supply disturbances”, *American Economic Review*, vol. 79, pp. 655-673.
- CHRISTIANO L., EICHENBAUM M. et EVANS C. [1994]: “The effects of monetary policy shocks: some evidence from the flow of funds”, *NBER Working Paper*, n°4699.
- CHRISTIANO L., EICHENBAUM M. et EVANS C. [1999]: “Monetary policy shocks: what have we learned and to what end”, *NBER Working Paper*, n°6400.
- DALE S. et HALDANE A. [1993]: “Interest rates and the channel of monetary transmission: some sectoral estimates”, *European Economic Review*, vol. 39(9), pp. 1611-1626.
- DEVARAJAN S. et WALTON M. [1994]: “Preserving the CFA Zone : macroeconomic coordination after the devaluation”, *World Bank Policy Research Working Paper*, 1(1316).
- DOAN T. [2004]: “New Developments in VAR Modeling”, *RATS User's Group Meeting*, Trinity College, Dublin: Ireland.
- EICHENGREEN B. [1998]: “The only game in town”, *The world today*, November-Decembre, 317-20.
- FUHRER J.C. et MOORE G.R. [1995]: “Inflation persistence”, *Quarterly Journal of Economics*, vol. 110(1), pp. 127-160.
- GALI J. et GERTLER M. [1999]: “Inflation dynamics: a structural econometric analysis”, *Journal of Monetary Economics*, vol. 44(2), pp. 195-222.

- KWIATKOWSKI D., PHILLIPS P.C.B., SCHMIDT P. et SHIN Y. [1992]: “Testing the null of stationarity against the alternative of a unit root”, *Journal of Econometrics*, vol. 54(1-3), pp. 159-178.
- KRUGMAN P. [1989]: “Differences in Income Elasticities and trends in Real Exchange Rates”, *European Economic Review*, vol. 33(5), pp. 1031-1054.
- MANKIW G. et REIS R. [2002]: “Sticky information versus sticky prices: a proposal to replace the new keynesian phillips curve”, *Quarterly Journal of Economics*, vol. 117(4), pp. 1295-1328.
- MONGA C. et TCHATCHOUANG J-C. [1996]: *Sortir du piège monétaire*, Economica, Paris.
- MUNDELL R. [1961]: “A theory of optimum currency area”, *American Economic Review*, vol.51, pp. 657-665.
- ROMER C.D. et ROMER D.H. [1989]: “Does Monetary Policy Matter? A New Test in the Spirit of Friedman and Schwartz”, *NBER Working Paper*, n°2966.
- SIMS C. [1986]: “Are forecasting models usable for policy analysis?”, *Minneapolis Federal Reserve Bank Quarterly Review*, vol. 10, pp. 2-16.
- SIMS C. [1988]: “Bayesian scepticism on unit root econometrics”, *Journal of Economics Dynamic and Control*, vol. 10(2/3), pp. 2-16.
- SIMS C. [1992]: “Interpreting the macroeconomic time series facts: the effects of monetary policy”, *European Economic Review*, vol. 36(5), pp. 975-1011.
- TAYLOR J.B. [1993]: “Discretion versus policy rules in practice”, *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, vol. 39(1), pp. 195-214.
- TSATSANORIS K. [1995]: “Is there a credit channel in the transmission of monetary policy? Evidence from four countries”, in *Financial Structure and the Monetary Transmission Mechanism*, 394, Basle: *Bank for International Settlements*, pp. 154-187.

ANNEXE 1: fonctions de réponse impulsionnelles

décomposition de Sims-Bernanke



ANNEXE 2: fonctions de réponse impulsionnelles

décomposition de Blanchard-Quah

