



HAL
open science

Politiques macroéconomiques et stabilisation des chocs dans la zone UEMOA

Cheikh Tidiane Ndiaye, Mamadou Abdoulaye Konte

► **To cite this version:**

Cheikh Tidiane Ndiaye, Mamadou Abdoulaye Konte. Politiques macroéconomiques et stabilisation des chocs dans la zone UEMOA. 2012. halshs-00830595

HAL Id: halshs-00830595

<https://shs.hal.science/halshs-00830595v1>

Preprint submitted on 5 Jun 2013

HAL is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.



Laboratoire d'Economie d'Orléans

Document de Recherche

n° 2012-16

**« Politiques macroéconomiques et stabilisation des chocs
dans la zone UEMOA »**

**Cheikh Tidiane NDIAYE
Mamadou Abdoulaye KONTE**

Laboratoire d'Economie d'Orléans – UMR CNRS 7322 Faculté de Droit, d'Economie et de Gestion,
Rue de Blois, B.P. 26739 – 45067 Orléans Cedex 2 - France

Tél : 33 (0)2 38 41 70 37 – 33 (0)2 38 49 45 04 – Fax : 33 (0)2 38 41 73 80

E-mail : leo@univ-orleans.fr - <http://www.univ-orleans.fr/leo/>

Politiques macroéconomiques et stabilisation des chocs dans la zone UEMOA

Cheikh Tidiane NDIAYE*

Mamadou Abdoulaye KONTE**

Résumé

Les chocs semblent être l'une des principales sources de réactivité des politiques macroéconomiques dans la zone UEMOA. L'objet de cet article est d'évaluer la capacité de résilience de ces politiques. Nous utilisons pour cela un modèle VAR Bayésien en panel susceptible d'évaluer dans quel cadre les chocs influencent ces politiques macroéconomiques de stabilisation. Les résultats suggèrent que les politiques budgétaires nationales s'ajustent aux chocs avec une marge de manœuvre très limitée tandis que l'efficacité relative de la politique monétaire se manifeste à travers le degré de réaction face aux chocs affectant l'inflation, le taux d'importation et les termes de l'échange.

Abstract

Shocks appear to be a major source of macroeconomic policy response in the WAEMU area. The purpose of this paper is to assess the resilience of such policies. We recourse to a Bayesian panel VAR which may assess in what context these shocks affect macroeconomic stabilization policies. The results suggest that national fiscal policies adjust to shocks with a very limited scope, while the monetary policy seems (relatively) more effective in terms of responding to inflation, importation rates and terms of trade shocks.

Mots-clés : Chocs, Stabilisation, Politique Monétaire, Politique Budgétaire.

JEL codes : E31, , E32, E58, E61, E62, E63, E52.

* Laboratoire d'Economie d'Orléans (LEO) - Université d'Orléans, UMR CNRS 7322, Faculté de Droit, d'Economie et de Gestion, Rue de Blois, BP : 26739, Orléans Cedex 2, 45067, France. Courriel : cheikh-tidiane.ndiaye@univ-orleans.fr

** GERSEG, UFR de Sciences Economiques et de Gestion (SEG), Université Gaston Berger de St-Louis (Sénégal). Tel. 0022133961 23 91 / 0022133961 22 92. Fax : 0022133961 63 12. BP: 234, Courriel : kontedoudou@yahoo.fr

Introduction

La fonction de stabilisation attribuée aux politiques macroéconomiques réside dans leur capacité à limiter les fortes variabilités de la croissance et de l'inflation domestique. Ces politiques sont perçues comme étant « *un champ de bataille entre les avocats de l'offre et ceux de la demande, entre tenants des politiques structurelles et partisans des politiques contra-cycliques, entre chevaliers de la libéralisation et défenseurs des services publics, entre ceux qui évaluent une politique à l'aune de ses effets sur la croissance à moyen terme et ceux qui mettent l'accent sur ses effets immédiats sur la répartition du revenu, etc.* »¹. Ainsi, la recherche du meilleur arbitrage constitue le point de départ de l'analyse positive des représentations de l'économie qui engendre une controverse traditionnelle entre politiques d'offre (qui visent à favoriser l'offre de biens et de services, par exemple par une fiscalité légère) et politiques de demande (qui s'attachent à réguler la demande de biens et de services, en particulier, au moyen de la politique budgétaire et de la politique monétaire)². Les travaux de Mundell (1962) constituent un apport déterminant dans la recherche de solutions aux problèmes des politiques de demande. Ils soutiennent que chacun des deux instruments conjoncturels (politiques monétaire et budgétaire) avait un rôle déterminant dans l'atteinte des objectifs de plein emploi et d'équilibre de la balance des paiements. Ainsi, selon Mundell, pour savoir lequel de ces instruments est susceptible de répondre à de tels objectifs, il faut nécessairement étudier leur efficacité comparée. Les résultats obtenus par Mundell ont entraîné un foisonnement de contributions et de critiques. Ainsi, son raisonnement a permis aux économistes de poser de nouveaux jalons à l'analyse des politiques macroéconomiques.

¹ Agnès Bénassy-QUERE et al. (2004), *Politique Economique*, De Boeck & Larcier s.a, Bruxelles, p. 40.

² Idem, p. 42.

La question du degré de sensibilité des politiques macroéconomiques aux chocs au sein de l'Union Economique et Monétaire de l'Afrique de l'Ouest (UEMOA)³ représente une préoccupation majeure dans le débat portant sur l'efficacité des politiques macroéconomiques. En effet, l'hétérogénéité des pays constituant cette union monétaire explique la difficulté à déterminer les modalités de renforcement de la capacité de réaction des politiques macroéconomiques. Doré et Masson (2002) montrent que la détérioration des termes de l'échange et des cycles économiques défavorables explique l'absence de convergence des pays constituant l'union. Les divergences portent sur les structures économiques, en particulier, sur le marché du travail et celui des biens et services, à l'origine d'une vulnérabilité macroéconomique face aux chocs idiosyncratiques. Cet état de fait, combiné au degré élevé d'ouverture des économies, accentue cette vulnérabilité, eu égard à la forte dépendance en biens d'investissement, en produits pétroliers et en certaines denrées alimentaires.

L'objectif de l'article est de mesurer la sensibilité des politiques macroéconomiques de type monétaire et budgétaire aux chocs afin d'analyser les capacités de résilience de celles-ci. La première section présente une brève revue de la littérature sur les politiques macroéconomiques de stabilisation. La section 2 présente la spécification du modèle VAR Bayésien et la discussion des résultats. La troisième section termine par la conclusion et les recommandations de politique économique.

³ L'UEMOA est créée en 1994 avec sept pays membres : le Bénin, le Burkina Faso, la Côte d'Ivoire, le Mali, le Niger, le Sénégal et le Togo. La Guinée-Bissau est devenue le huitième Etat membre de l'Union en 1997.

Section 1. Revue de la littérature

L'étude de la récurrence des chocs d'offre et de demande dans les pays en développement a occasionné un foisonnement des débats sur la fonction de stabilisation des politiques macroéconomiques. En effet, celles-ci sont considérées comme étant des politiques susceptibles d'aider les économies à amortir les chocs et à dynamiser l'activité. Les travaux de Leigh et Stehn (2009) appliqués aux pays du G7 soulignent le caractère fiable et contracyclique de la politique monétaire susceptible de juguler les chocs et le caractère pro-cyclique de la politique budgétaire qui ne fournit pas de relance budgétaire en période de ralentissement. Cette conclusion avait déjà été obtenue dans plusieurs études notamment celle de Taylor (1993), Romer et *al.* (1994), Clarida et *al.* (1999), Gali et Perrotti (2003), Lane (2003), Auerbach (2003), Carmignani (2010). Les travaux de Clements et *al.* (2009) appliqués au cas de la Colombie précisent les conditions de la capacité des politiques monétaire et budgétaire à amortir les chocs. Concernant la politique monétaire, la flexibilité des taux de change s'avère être un élément crucial tandis que la capacité de la politique budgétaire à juguler les chocs dépendrait des conditions de son financement. Par ailleurs, l'étude récente de Carmignani (2010) portant sur les pays d'Afrique corrobore les conclusions des études susmentionnées. Il montre que la politique budgétaire est responsable de la persistance de la volatilité puisqu'elle ne remplit pas la fonction de stabilisation.

Les questions relatives à la discussion empirique du rôle des politiques macroéconomiques dans la stabilisation dans les pays en développement prennent une importance significative dans la récente littérature. Beaucoup d'études empiriques⁴ fournissent l'évidence que ces politiques révèlent des caractéristiques pro-cycliques dans les pays en développement (Demirel,

⁴ Cf. aux travaux ci-après pour de plus amples informations sur la procyclicité des politiques macroéconomiques dans les pays en développement : Demirel (2010) ; Kaminsky et al., (2004) ; Lane (2003) ; Talvi et Végh (2000) ; Gavin et Perrotti (1997).

2010). Ce caractère procyclique ne permet pas aux instruments monétaires et budgétaires d'être efficaces dans leur fonction de stabilisation.

Les chocs qui agissent sur l'offre globale obligent les autorités monétaires et budgétaires à arbitrer entre deux objectifs : le plein emploi et une inflation stable. L'atteinte de l'un des objectifs nécessite de sacrifier l'autre. En revanche, en cas de chocs dans la demande globale, il n'y a aucun conflit intrinsèque entre ces deux objectifs (Stiglitz et *al.*, 2007). Les politiques monétaire et budgétaire peuvent être utilisées l'une et l'autre pour accroître la demande globale et le produit à court terme. Elles peuvent servir aussi à ralentir la demande globale en cas de menaces inflationnistes. Néanmoins, le fait qu'elles n'ont pas le même impact sur l'investissement, leurs effets sur l'économie à long terme peuvent être différents⁵. Ainsi, le degré d'efficacité de leur complémentarité ou substituabilité dépend du type de choc affectant l'économie (Muscatelli et *al.*, 2004). De même, lorsque les chocs sont en parfaite corrélation positive, la politique budgétaire peut effectivement se substituer à la politique monétaire en vue d'atteindre les mêmes niveaux de bien-être que la politique de coopération monétaire (Leith, 2004). Cette conclusion a été corroborée par Vallés (2004) qui postule que les gains en bien-être de la coordination de ces politiques restent tributaires de l'asymétrie des chocs, de l'élasticité de la demande de biens importés ainsi que du degré de partage des risques.

Par ailleurs, la stabilité macroéconomique est une condition nécessaire pour réaliser une croissance économique soutenable (World Bank, 1990). Par conséquent, une importance capitale leur est accordée par les décideurs politiques des pays en développement en vue d'une gestion efficace des politiques de stabilisation du côté de la demande comme du côté de l'offre. En dépit de l'attention accrue accordée à la gestion macroéconomique des pays en développement notamment ceux de l'Afrique Subsaharienne, l'impact quantitatif de ces politiques ainsi que le temps qu'elles prennent pour influencer sur l'inflation, la croissance du revenu nominal et de la

⁵ Stiglitz et *al.*, (2007), Op. Cit, p. 701.

production, continue d'être toujours incertain (Ghura, 1995). Ce résultat se justifie selon Ghura (1995) par le caractère contradictoire de la coexistence des politiques macroéconomiques de stabilisation avec les taux de change fixe nominaux. De ce fait, les pays ayant ces caractéristiques macroéconomiques sont-ils suffisamment bien préparés pour résister aux chocs ? Ainsi, le débat sur les fonctions de stabilisation de ces politiques aux prises avec les chocs est-il vraiment tranché dans le cadre des économies de l'UEMOA où la récurrence des fluctuations des agrégats macroéconomiques est très affirmée ?

Dans la zone UEMOA, peu d'études ont analysé la réactivité des politiques macroéconomiques aux chocs. On peut citer celle qui a été réalisée par la Direction de la Recherche et de la Statistique de la BCEAO, Etudes et Recherches (2001). Même si elle confirme les répercussions négatives des chocs extérieurs sur les économies de l'UEMOA, l'analyse s'avère frustrante dans la mesure où elle ne porte que sur les trois premiers trimestres de l'année 2000.

Une autre série de travaux, dont les problématiques sont proches de celle que nous étudions, existe. Il s'agit des études réalisées par Houssa (2008) et Kane (2009). En s'appuyant sur une nouvelle technique des modèles à facteurs dynamiques, Houssa (2008) montre qu'il existe une asymétrie des chocs d'offre et une symétrie des chocs de demande dans les pays ouest africains. Alby et Guieze (2009) indiquent que les mesures prises par les autorités monétaire et budgétaire visant à compenser la flambée des cours du pétrole ont pour conséquence une aggravation de la situation budgétaire. Dans la même lignée, les travaux de Kane (2009) portant sur l'UEMOA révèlent que l'intensité énergétique du PIB demeure tributaire du niveau d'investissement, de la structure des économies et du taux d'urbanisation.

L'article vise à compléter cette littérature en ne se focalisant que sur l'évaluation des conséquences des chocs sur l'efficacité et la conduite des politiques macroéconomiques. De nombreux débats portent sur la question de la pertinence des modèles à expliquer cette transmission. Certains

auteurs défendent l'utilisation de modèles structurels qui seraient mieux à même de prendre en compte certaines caractéristiques de l'économie et donc, à expliquer les canaux de transmission des chocs (Cushman et Zha, 1997). Cette raison justifie le choix porté sur le modèle VAR Bayésien en panel.

Section 2. Spécification du modèle économétrique et discussion des résultats.

On considère un modèle Vecteur Auto-Régressif VAR (p), avec variables exogènes, défini par

$$Y_t = c + A_1 Y_{t-1} + \dots + A_p Y_{t-p} + B X_t + u_t \quad (1)$$

où $Y_t = (y_{1,t}, \dots, y_{n,t})$ est un vecteur de dimension n et u_t un bruit blanc Gaussien de matrice variance-covariance $\Phi = E(u_t u_t')$ (i.e. $u_t \sim iidN(0, \Phi)$). Le paramètre $c = (c_1, \dots, c_n)'$ est un vecteur colonne et les A_i sont des matrices de dimension $n \times n$ pour $i = 1, \dots, p$. La matrice B est d'ordre $n \times l$ et X_t est un vecteur colonne de dimension l représentant les variables exogènes du système. Au total, vu qu'il y a $(np + 1 + l) * n$ paramètres dans le modèle, un problème d'estimation peut se poser si le nombre de variables endogènes (n) où le nombre de retards (p) est élevé car les données macroéconomiques sont généralement peu nombreuses. Une façon de résoudre le problème est de mettre des restrictions sur les paramètres en posant par exemple $A_p = 0$ pour tous les p assez grands. C'est une contrainte forte que l'on peut assouplir en utilisant l'approche Bayésienne. Dans cette dernière, au lieu de supposer que les coefficients sont nuls, on admet plutôt qu'ils sont des variables aléatoires concentrées autour de zéro (moyenne nulle, écart-type petit). Dans cette étude, c'est cette approche qui est utilisée pour estimer le modèle $VAR(p)$. Précisément, la distribution à priori des coefficients est de type Minnesota. L'idée consiste à admettre que les matrices A_p sont

supposées être des variables aléatoires normales centrées autour de zéro pour tout $p \geq 2$ et pour A_1 centrée autour de un. Ce qui fait que l'équation (1) donne une dynamique similaire à une marche aléatoire à savoir $Y_t = c + Y_{t-1} + u_t$. Or, due à la théorie de l'efficacité de marché, on sait que beaucoup de séries financières et économiques en niveau ou après transformation peuvent se ramener à cette marche aléatoire. Ce qui fait donc son intérêt dans la littérature même s'il existe d'autres formulations possibles de distribution à priori. Vu que les éléments A_k sont supposés être des vecteurs Gaussiens et donc caractérisés par leurs deux premiers moments, il restera à préciser la matrice de variance-covariance dont la paramétrisation est la suivante :

$$E(A_k)_{ij} = \begin{cases} 1 & \text{pour } j = i, k = 1. \\ 0 & \text{sinon} \end{cases} \quad \text{Var}(A_k)_{ij} = \begin{cases} \lambda & \text{pour } j = i. \\ \nu \lambda \frac{\sigma_i}{\sigma_j} & \text{sinon} \end{cases} \quad (2)$$

Dans l'équation ci-dessus, k représente le retard et il est compris entre 1 et p ; i et j compris entre 1 et n , représentent respectivement l'équation numéro i du modèle VAR(p) et la variable numéro j du vecteur Y_t . Enfin les σ_i sont les écart-types des éléments diagonaux de la matrice diagonale Φ des résidus i.e $\Phi = \text{diag}(\sigma_1^2, \dots, \sigma_n^2)$. Le paramètre λ contrôle la concentration des variables autour de leur moyenne. Enfin, le paramètre ν mesure la faiblesse d'impact qu'auront les autres retards ($i \neq j$) face à la variable de référence ($i = j$).

Dans notre étude, les variables retenues sont celles des politiques monétaire et budgétaire à savoir la masse monétaire (MM) et le solde budgétaire de base (SBB), d'une part, et celles susceptibles de refléter les chocs d'autre part. Dans cette dernière classe, on a choisi, entre autres, le Produit Intérieur Brut réel (PIB_reel), l'indice des prix à la consommation (IPC), le taux d'importation (Tx_imp), les termes d'échanges (Terms_ech) et

enfin l'indice de dépendance (*Ind_depe*). Toutes les variables utilisées sont prises en logarithme. Les variables endogènes sont données par *MM*, *SBB*, *IPC*, *Terms_ech* et *Tx_imp* tandis que celles exogènes concernent les variables « *PIB_reel* », « *Ind_depe* » et la variable indicatrice notée *Dummy_t*, correspondant à la date de dévaluation du FCFA en 1994. Précisément, elle prend la valeur 1 pour l'année 1994 et 0 pour toutes les autres années. Ensuite, on a estimé les modèles VAR (*p*) pour différentes valeurs de *p* allant de 1 à 8 puis on a choisi celui qui minimisait le critère AIC et BIC ayant en plus des résidus non corrélés au seuil de 1% pour chaque variable endogène. Le modèle obtenu est alors VAR(3). Le nombre élevé de paramètres nous a motivé à utiliser l'approche Bayésienne avec les paramètres suivants $\lambda = 0,2$, $\nu = 0,50$. Ci-dessous nous montrons les résultats obtenus à partir du modèle suivant :

$$Y_t = c + A_1 Y_{t-1} + A_2 Y_{t-2} + A_3 Y_{t-3} + B X_t + u_t \quad (3)$$

où les variables endogènes du vecteur *Y* et exogènes du vecteur *X_t* ont été définies ci-dessus.

2-1°) - Estimation du modèle

Nous commençons tout d'abord à montrer dans le tableau 1 les paramètres estimés du modèle Bayésien en panel (3). On rappelle que le prior de Minnesota est utilisé avec la paramétrisation suivante $\lambda=0,2$; $\nu=0,5$ assez usuelle dans la littérature. L'intervalle d'étude⁶ s'étend de 1991 à 2010.

Table 1. Estimation des paramètres du modèle (3)

Variables explicatives	Variables des équations.				
	$\lambda = 0,2; \nu = 0,5$	sbb_t	ipc_t	Tx_imp_t	mm_t
sbb_{t-1}	0.30(***)	-0.027	0.0003	0.007	-0.121
sbb_{t-2}	0.057	0.059	0.0005	-0.058	-0.003
sbb_{t-3}	0.068	-0.014	-0.0009(*)	0.012	0.0386
ipc_{t-1}	0.026	1.05(***)	-0.00003	0.11(**)	0.73(***)
ipc_{t-2}	-0.030	-0.24(***)	-0.00005	0.009	-0.219
ipc_{t-3}	-0.008	0.12(**)	0.00034	-0.016	-0.270
Tx_imp_{t-1}	-8.934	2.74	0.58(***)	4.079	-24.33
Tx_imp_{t-2}	-4.824	-9.71(*)	0.17(**)	1.191	-22.87
Tx_imp_{t-3}	9.470	3.30	-0.044	-4.27	-31.85
mm_{t-1}	-0.015	0.067	0.0005	0.87(***)	0.109
mm_{t-2}	-0.031	0.018	-0.0006	0.044	-0.272
mm_{t-3}	0.045	-0.039	-0.0003	0.010	0.304
$Terms_ech_{t-1}$	-0.009	0.0119	-0.00007	0.010	0.81 (***)
$Terms_ech_{t-2}$	-0.0005	-0.006	-0.00001	-0.012	0.028
$Terms_ech_{t-3}$	0.010	-0.004	-0.00002	0.005	0.018
<i>constante</i>	-2.015	5.57 (**)	0.0023	-6.16(**)	-2.45
pib_reel_t	0.092	0.24(***)	0.0014	-0.055	-0.009
Ind_dept	5.390	3.39	0.14(***)	0.225	16.17
$Dummy_t$	-2.67	10.92(***)	0.037(**)	3.94(***)	7.543

Les caractères (*),(**),(***) représentent respectivement les seuils de significativité de 10%, 5% et 1%.

L'analyse des résultats de la table 1 montre que le solde budgétaire de base est principalement expliqué par ses valeurs retardées. On peut se

⁶ Les pays retenus dans l'étude sont : le Bénin, le Burkina Faso, la Côte d'Ivoire, le Mali, le Niger, le Sénégal et le Togo.

référer également à la table 2 où l'hypothèse nulle $sbb_{t-1} = sbb_{t-2} = sbb_{t-3} = 0$ est rejetée au seuil de 1%. Ce résultat, au demeurant non surprenant, corrobore le fait que la politique budgétaire conserve dans le temps les traces des actions passées au travers de la dette publique. Elle est une politique dont on peut affirmer qu'elle a une mémoire⁷.

L'indice des prix à la consommation dépend de ses valeurs retardées, du PIB réel et de la variable indicatrice. Le coefficient positif du PIB réel révèle qu'un accroissement de la production est susceptible d'induire une hausse de l'inflation à court terme du fait du déséquilibre entre l'offre et la demande. La prise en compte de l'année de la dévaluation du franc CFA de 1994 par une variable indicatrice témoigne de l'ampleur des effets de celle-ci sur l'inflation. Cette conclusion confirme celle obtenue par Semedo et Villieu (1997) qui soutiennent que les répercussions négatives de la dévaluation sur l'inflation ont été considérables à telle enseigne que « *la majorité de la population n'a pas eu les moyens de se prémunir contre la taxe inflationniste immédiate, et la confiance dans la monnaie s'en est trouvée amoindrie* »⁸.

Le taux d'importation est principalement lié à ses valeurs retardées, à l'indice de dépendance et à la variable indicatrice reflétant la dévaluation (Cf. Table 1 et 2). En effet, le taux d'importation est directement lié au degré de dépendance. Autrement dit, l'indice de dépendance demeure la résultante de la dynamique du taux d'importation. Par ailleurs, le lien entre le taux d'importation et la dévaluation du franc CFA se justifie par le fait que celle-ci avait occasionné un vaste mouvement de privatisation faisant assumer au secteur privé une part plus importante de la satisfaction des besoins collectifs. Or la situation économique du secteur privé fortement affaibli par la crise économique ne le mettait pas en mesure de répondre pleinement à cette délégation. Ainsi, la capacité de production qui était presque

⁷ Jean-Marc DANIEL, (2008), *La politique économique*, Paris, PUF, 1^{ère} édition, p.71.

⁸ Gervasio SEMEDO et Patrick VILLIEU (1997), *La zone franc : mécanismes et perspectives macroéconomiques*, éd. Ellipes, coll. Marketing S. A., p.127.

totallement assurée par le secteur privé demeure incapable de s'ajuster à la forte demande. Dans un tel environnement, le taux d'importation avait tendance à s'élever générant ainsi une pression inflationniste imputable au renchérissement des produits importés. Il s'est ensuivi ainsi une détérioration des termes de l'échange due, entre autres, à l'absence d'une diversification des économies de la zone susceptible de renforcer la dynamique des exportations.

La masse monétaire dépend positivement de la valeur retardée d'une période de l'inflation ainsi que de sa propre valeur retardée. Ce résultat est similaire avec celui obtenu à la table 2 relative au lien de causalité unidirectionnelle. Celle-ci montre que les bonnes prévisions de la masse monétaire dépendent des valeurs retardées de l'inflation. Ce résultat révèle que la politique monétaire joue un rôle crucial dans le maintien de la stabilité du niveau des prix.

Les termes de l'échange sont directement liés à ses propres valeurs retardées et celles retardées de l'inflation, du taux d'importation (Cf. Table 2). En effet, une hausse des valeurs retardées de l'inflation peut entraîner un fléchissement de la valeur de la monnaie susceptible de booster le niveau des exportations et de faire baisser le niveau des importations. De même, les valeurs retardées du taux d'importation sont susceptibles de détériorer les termes de l'échange.

2-2°) - Analyse structurelle du modèle

Pour analyser les réponses des variables endogènes suite à des chocs ou pour étudier la décomposition de leur variance de prédiction au fil du temps, on a besoin d'établir un ordre entre les différentes variables. Pour ce faire, on s'est basé sur des résultats de tests de causalité montrés dans la table 2. On y voit que la variable solde budgétaire de base n'est causée que par elle-même. La même remarque s'applique aussi pour la variable inflation. Ceci nous a motivé à les classer en premier lieu. De plus, vu que l'inflation cause plus de variables que le solde budgétaire, elle est positionnée en tête suivie de la variable solde budgétaire de base. On a choisi ensuite par un raisonnement similaire la variable taux d'importation qui est causée que par une seule variable au seuil de 1% et enfin la masse monétaire et les termes d'échanges en quatrième et cinquième position respectivement par niveau d'importance. L'ordre étant établi, la figure 1 montre sur chaque ligne donnée, la réaction de la variable concernée face à différents chocs.

Table 2. Tests de nullité de Fisher pour les 03 coefficients des variables retardées.

Tests de	Variables endogènes.				
Fisher	ipc_t	sbb_t	Tx_imp_t	mm_t	$Terms_ech_t$
ipc	611.0(***)	0.180	0.692	8.37(***)	3.11(**)
sbb	0.666	5.40(***)	1.667	0.572	0.108
Tx_imp	0.957	0.754	49.41(***)	0.300	2.88(**)
mm	0.819	0.106	0.653	154.1(***)	0.543
$Terms_ech$	0.366	0.181	0.346	1.421	112.1(***)

Les caractères (*),(**),(***) représentent respectivement les seuils de significativité de 10%, 5% et 1%.

Table 3. Décomposition de la variance de l'erreur de prévision de la variable *sbb*.

Variables explicatives	Variable <i>sbb</i> .					
Pas de prédiction	écart-type	<i>ipc_t</i>	<i>sbb_t</i>	<i>Tx_imp_t</i>	<i>mm_t</i>	<i>Terms_ech_t</i>
1	3.562	0.460	99.54	0	0	0
2	3.717	0.437	99.17	0.288	0.023	0.077
3	3.765	0.481	98.37	0.810	0.174	0.157
4	3.792	0.576	98.26	0.821	0.176	0.161
5	3.802	0.654	98.15	0.836	0.176	0.178
6	3.806	0.698	98.09	0.835	0.176	0.197
7	3.808	0.735	98.03	0.834	0.177	0.218
8	3.810	0.769	97.98	0.835	0.179	0.237
9	3.811	0.796	97.93	0.836	0.181	0.253
10	3.812	0.817	97.89	0.838	0.183	0.267

Table 4. Décomposition de la variance de l'erreur de prévision de la variable *mm*.

Variables explicatives	Variable <i>mm</i> .					
Pas de prédiction	écart-type	<i>ipc_t</i>	<i>sbb_t</i>	<i>Tx_imp_t</i>	<i>mm_t</i>	<i>Terms_ech_t</i>
1	2.394	1.776	0.051	2.438	95.73	0
2	3.144	1.040	0.081	1.786	96.94	0.146
3	3.682	1.738	0.205	1.307	95.85	0.900
4	4.128	2.809	0.220	1.046	94.21	1.714
5	4.516	4.214	0.222	0.875	92.07	2.619
6	4.865	6.015	0.239	0.767	89.35	3.629
7	5.188	8.056	0.244	0.715	86.33	4.652
8	5.491	10.206	0.241	0.709	83.20	5.644
9	5.779	12.399	0.232	0.746	80.03	6.587
10	6.054	14.58	0.222	0.817	76.91	7.466

La variance de l'erreur de prévision du solde budgétaire de base (Cf. table 3) montre qu'elle est principalement influencée par l'indice des prix à la consommation dans les deux premières années. A partir de la troisième année, le taux d'importation a tendance à prédominer. En effet, le taux d'importation influence le solde budgétaire de base par le canal d'éventuelles flambées des prix extérieurs qui induisent par voie de conséquence l'accroissement des prix intérieurs. Cet état de fait peut avoir des répercussions très néfastes sur les performances du solde budgétaire de base du fait du poids des transferts ou subventions aux nombreuses entreprises publiques en difficulté. La production de la plupart de celles-ci se rattachant au secteur de l'énergie est subordonnée à la flambée des matières premières comme le pétrole. Ainsi, la hausse des prix de ce dernier qui aurait pu avoir un impact favorable sur le solde budgétaire (grâce à une hausse des taxes pétrolières) ne se traduit pas par une hausse des recettes du fait de l'intervention de l'Etat pour limiter les effets négatifs de ces évolutions sur le niveau de vie des populations (Dufrénot et *al.*, 2007). Les chocs sur les termes de l'échange impactent également la variable budgétaire mais à un degré moindre.

La variance de la variable monétaire (Cf. table 4) est influencée en dehors d'elle-même par l'inflation et le taux d'importation pour des prévisions d'un à trois ans. A partir de la quatrième année, elle est largement dominée par l'inflation suivie des termes de l'échange.

L'ampleur de la réaction de la politique monétaire est beaucoup plus significative que celle de la politique budgétaire face à un choc sur l'inflation (Cf. Table 5, Figure 1). Ceci se justifie également par les valeurs de l'écart-type de la masse monétaire plus élevées que celles du solde budgétaire de base. La politique monétaire se sert du taux d'intérêt ou du taux de croissance des crédits pour mener une politique contra-cyclique susceptible de répondre efficacement à un choc sur l'inflation. Cet état de fait peut être expliqué par les objectifs prioritaires de stabilité des prix que s'est assignée la politique monétaire commune des pays membres de l'UEMOA. De même,

les chocs sur le taux d'importation et les termes de l'échange génèrent également une réaction de la politique monétaire beaucoup plus dynamique que celle de la politique budgétaire. Ce résultat pourrait témoigner de l'efficacité relative de la politique monétaire de l'union au détriment des politiques budgétaires nationales.

Section 3. Conclusion et recommandation de politique économique

Le présent travail propose une analyse empirique du lien entre les politiques macroéconomiques et la stabilisation des chocs. L'étude s'appuie sur un modèle VAR Bayésien en panel afin d'évaluer les conséquences des chocs sur l'efficacité et la conduite des politiques macroéconomiques. Les résultats montrent que les fluctuations des variables reflétant les chocs influencent les politiques macroéconomiques mais occasionnent plus de variance sur la politique monétaire. En effet, l'efficacité des politiques budgétaires nationales dans l'absorption des chocs défavorables est très limitée du fait de l'étroitesse de leurs marges de manœuvre. Les répercussions négatives des variations de la conjoncture économique ressortant du graphique des réponses impulsionnelles montrent que la politique monétaire est la première à réagir face aux retournements de conjoncture subordonnés aux chocs. En effet, les soldes budgétaires de base déficitaires de grande amplitude résultent du poids grandissant des transferts ou subventions aux entreprises publiques en difficulté mais aussi du fléchissement des recettes fiscales. Ceci atteste la vulnérabilité des politiques budgétaires nationales aux chocs conjoncturels émanant soit de l'intérieur soit de l'extérieur.

Une diversification des ressources financières des économies de la zone demeure une condition sine qua non pour accroître la capacité de réaction des politiques budgétaires nationales aux différents chocs. Cela suppose que les Etats doivent miser davantage sur la réforme du secteur

informel pour améliorer leurs assiettes fiscales. Ainsi, des gains importants en bien-être des agents économiques peuvent en découler et favoriser la mobilisation de l'épargne domestique. De même, les Etats doivent s'atteler à éradiquer également les dépenses publiques non productives et la récurrence des détournements des ressources publiques.

En outre, d'autres recommandations visant à atténuer les répercussions négatives des chocs sur les politiques macroéconomiques portent également sur les réformes structurelles relatives à l'amélioration de la flexibilité des marchés et de certaines branches d'activités comme l'agriculture et les industries agroalimentaires. Cette flexibilité des marchés demeure, entre autres, un gage de protection contre les chocs, eu égard à la contrainte de fixité du taux de change. De même, il est un impératif selon Dufrenot et *al.* (2007) de diversifier les économies, de constituer de stocks permettant d'absorber les chocs d'offre dans le secteur agricole, de mettre en place des systèmes de protection contre les chocs et de recourir à des mécanismes d'assurance.

Références Bibliographiques

ALBY, S., (2007) « La zone franc CFA confrontée à la problématique de son développement », *Conjoncture, Etudes Economiques* - BNP-Paribas, 40p.

ALBY, S. et GUIEZE, J. L., (2009) « Afrique Subsaharienne : les vulnérabilités demeurent », *Conjoncture, Etudes Economiques* - BNP-Paribas, 17-27.

AUERBACH, A. (2003), « Fiscal policy: past and present », *Brookings Papers on Economic Activity*, 34(1), 75-122.

CARMIGNANI F., (2010), “Cyclical fiscal policy in Africa”, *Journal of Policy Modeling* 32, 254-267.

CLARIDA, R.; GALI, J. ; GERTLER, M., (1999), « The Science of monetary policy : A new Keynesian perspective », *Journal of Economic Literature* 37, 1661-1707.

CLEMENTS, B. ; FLORES, E. ; LEIGH, D., (2009), “Monetary and fiscal policy options for dealing with external shocks : Insights from the GIMF for Colombia”, *IMF Working Paper*, N°59, 17p.

CUSHMAN, D. O. et ZHA, T., (1997), “Identifying monetary policy in a small open economy under flexible exchange rates”, *Journal of Monetary Economics* 39, 433-448.

DANIEL, J. M., (2008), *La politique économique*, Paris, PUF, 1ère édition, 127p.

DEMIREL, U. D., (2010), “Macroeconomic stabilization in Developing Economies : Are optimal policies procyclical ?”, *European Economic Review* 54, 409-428.

DORE, O. et MASSON, P. R., (2002), « Experience with budgetary convergence in the WAEMU », *IMF Working Paper*, N°108, 28p.

DUFRENOT, G. ; HOUSSOU, E. ; NONFODJI, E., (2007), *Politique budgétaire et dette dans les pays de l'UEMOA*, Paris, Ed. Economica, 163p.

GALI, J. et PEROTTI, R., (2003), « Fiscal policy and monetary integration in Europe », *Economic Policy*, vol. 37, 533-572.

GHURA, D., (1995), “Effects of macroeconomic policies on income growth, inflation, and output growth in Sub-Saharan Africa”, *Journal of Policy Modeling* 17 (4), 367-395.

HOUSSA, R., (2008), “Monetary union in West Africa and asymmetric shocks: A dynamic structural factor model approach”, *Journal of Development Economics* 85, 319-347.

KAMINSKY, G. L. ; REINHART, C. M. ; VEGH, C. A., (2004), “When it rains, it pours : procyclical capital flows and macroeconomic policies”, *NBER Macroeconomics Annual*, The University Chicago Press, Vol.19, 11-53.

KANE C. S., (2009), « Demande d'énergie et croissance économique dans l'UEMOA : une analyse sur panel hétérogène non stationnaire », *Revue africaine de l'Intégration*, Vol.3, N°01, 33p.

LANE, P. (2003), « The cyclical behavior of fiscal policy : evidence from the OECD », *Journal of Public Economics* 87, 2661-2675.

LEITH, C., (2004), « Comments on monetary and fiscal interactions in open economies », *Journal of Macroeconomics* 26, 349-352.

LEIGH, D. and STEHN, S. J., (2009), “Fiscal and monetary policy during downturns : evidence from the G7”, *IMF Working Paper* 09/50, march, 23p.

MUNDELL, R. A., (1962), “The appropriate use of monetary and fiscal policy for internal and external stability”, *Staff Papers*, Vol. 9, (march), 70-79.

MUSCATELLI, V. A. ; TIRELLI, P. ; TRECROCI, C., (2004), “Fiscal and monetary policy interactions : Empirical evidence and optimal policy using a

structural New Keynesian model”, *Journal of Macroeconomics*, N°26, 257-280.

Notes d'Information et Statistiques, (2001), « Evaluation de l'impact des chocs exogènes récents sur les économies de l'UMOA », *Etudes et Recherches*, BCEAO, mars, N°512, 24p.

QUERE, A. B. ; COEURE, B. ; JACQUET, P. ; FERRY, J. P. ; BLANCHARD, O., (2004), *Politique économique*, Bruxelles, De Boeck & Larcier s.a., 628p.

ROMER, C. et ROMER, D. (1994), « What ends recession ? », *NBER Macroeconomics*, vol. 9, 13-80.

SEMEDO, G. et VILLIEU, P., (1997), *La zone franc, mécanismes et perspectives macroéconomiques*, ellipses, édition marketing S.A., 160p.

STIGLITZ, J ; WALSH, C. E. ; LAFAY, J. D., (2004), *Principes d'économie moderne*, De Boeck, 2^{ème} édition, 982p.

TALVI, E. et VEGH, C. A., (2005), « Tax base variability and procyclical fiscal policy », *Journal of Development Economics* 78, 156-190.

TAYLOR, J., (1993), « Discretion versus policy rules in practice », *Carnegie-Rochester Conference series on public policy* 39, 195-214.

VALLES, J., (2004), “Comments on monetary and fiscal interactions in open economies”, *Journal of Macroeconomics* 26, 353-356.

WORLD BANK, (1990), *World Development Report*. Oxford, England: Oxford University Press.

ANNEXES

Table 5. Décomposition de la variance de l'erreur de prévision de la variable *ipc*.

Variables explicatives	Variable <i>ipc</i> .					
Pas de prédiction	écart-type	<i>ipc_t</i>	<i>sbb_t</i>	<i>Tx_imp_t</i>	<i>mm_t</i>	<i>Terms_ech_t</i>
1	2.411	100	0	0	0	0
2	3.511	99.51	0.068	0.001	0.271	0.145
3	4.097	98.21	0.101	0.308	1.096	0.277
4	4.552	97.25	0.130	0.600	1.735	0.279
5	4.952	96.48	0.115	0.897	2.257	0.245
6	5.301	95.65	0.109	1.173	2.844	0.216
7	5.608	94.78	0.108	1.419	3.494	0.193
8	5.885	93.93	0.106	1.621	4.165	0.178
9	6.140	93.09	0.103	1.775	4.851	0.175
10	6.376	92.28	0.101	1.888	5.547	0.183

Figure 1. Fonction de réponses par rapport à différent chocs des variables endogènes

