



Laboratoire d'Economie d'Orléans

Document de Recherche

n° 2007-26

« Evaluation empirique de l'ampleur du canal des importations intrazone dans la transmission des externalités budgétaires dans la zone Uemoa »

Felwine SARR

Laboratoire d'Economie d'Orléans – UMR CNRS 6221 Faculté de Droit, d'Economie et de Gestion,
Rue de Blois, B.P. 6739 – 45067 Orléans Cedex 2 - France

Tél : 33 (0)2 38 41 70 37 – 33 (0)2 38 49 48 19 – Fax : 33 (0)2 38 41 73 80

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

Evaluation empirique de l'ampleur du canal des importations intrazone dans la transmission des externalités budgétaires dans la zone Uemoa.

Felwine Sarr*

LEO, Université d'Orléans

Novembre 2006

Résumé

Cet article évalue empiriquement l'ampleur du canal de commerce intrazone dans la transmission des externalités budgétaires dans l'Union Economique et monétaire ouest africaine (Uemoa). À l'aide d'une modélisation Vars structurels, nous montrons que ce canal de transmission est très peu opérant. Les externalités générées par une politique budgétaire expansives sont de très faible ampleur et affectent très peu les pays voisins.

Abstract

This paper examines empirically the width of the intrazone channel of trade in the transmission of the budgetary externalities in the West African Economic and Monetary Union (Waemu). With a Structural VAR analysis we show that this channel of transmission is not very operative. Fiscal spillovers generated by an expansionary fiscal policy are weak and did not affect the close countries.

Mots Clés : Politique budgétaire, VARs Structurels

Classification JEL: E61, C3

* mail : felwine.sarr@univ-orleans.fr, Laboratoire d'Economie d'Orléans, UMR CNRS 6221, rue de Blois, BP 6739 - 45067 ORLEANS cedex 2 France. Tel (33) (0) 2 38 41 70 37 Télécopie (33) (0) 2 38 41 73 80. Web : www.univ-orleans.fr/DEG/LEO

Introduction

Un argument couramment avancé dans la littérature pour préconiser une coordination des politiques budgétaires dans une union monétaire, est celui d'éviter les externalités négatives générées par des politiques budgétaires trop expansives sur les pays voisins. Celles-ci transitent par le canal du commerce intrazone, des taux d'intérêt commun et du taux de change commun de l'Union monétaire. Depuis Mundell (1961) et Fleming (1962) (les premiers à avoir mis en évidence les canaux de transmission de la politique budgétaire lorsque les pays étaient interdépendants), la controverse est vive sur le signe et l'ampleur des externalités générées par une politique budgétaire expansive. Malgré l'enrichissement du cadre d'analyse de Mundell-Fleming par une meilleure spécification des fondements microéconomiques des comportements des agents par la nouvelle macroéconomie internationale¹, la littérature théorique ne fournit pas une réponse claire quant au signe des effets de débordements de la politique budgétaire. Il ressort globalement des modèles théoriques analysant la transmission internationale de la politique budgétaire, que le signe des externalités générées est fortement dépendant de la spécification des fondements microéconomiques des comportements des agents. Par ailleurs, la robustesse des arguments relatifs aux externalités négatives de demande dépend de l'importance du canal du commerce extérieur, et de la réaction du taux d'intérêt commun de l'Union aux changements de la politique budgétaire. Les études empiriques concernant l'Union Européenne² révèlent que le signe des externalités transitant par le canal du commerce extérieur est ambigu et que leur magnitude est faible. Une littérature empirique analysant l'ampleur des effets de débordements de la politique budgétaire dans la zone Uemoa est quasi-inexistante. La transmission de

¹ Obstfeld et Rogoff (1995), Corsetti et Pesenti (2001), Lane (2001).

² Buitier, Corsetti et Roubini (1993), Buti et Sapir (1998), Canzoneri et Mindford (1998), Blanchard et Perroti (2002).

l'inflation entre les pays du noyau dur de l'Uemoa³ et les pays les plus pauvres d'une part, et d'autre part entre les pays de la zone Franc et la France a été étudiée par Honohan (1992), et Boccara et Devarajan (1993). Ils concluent à l'existence d'un noyau commun du taux d'inflation qui tourne autour de celui de la France, mais rejettent la cointégration des séries de taux d'inflation dans la zone Uemoa. Aussi, avant de recommander une coordination des politiques budgétaires dans l'union monétaire ouest africaine sur la base de l'argument des externalités structurelles de demande, est-il nécessaire de déterminer empiriquement l'importance des canaux de transmission des politiques budgétaires nationales. Cette question fait l'objet de ce papier. Celui-ci procède à une évaluation empirique de l'ampleur du canal du commerce intrazone à l'aide d'une modélisation VAR structurels. Nous cherchons précisément à déterminer l'impact d'un choc budgétaire domestique sur les importations agrégées provenant de l'Union monétaire ouest africaine. La première section spécifie le modèle Var. La seconde section estime le Var structurel et analyse les résultats.

³ La Côte d'Ivoire et le Sénégal.

Section 1 : Spécification du modèle VAR

Il existe plusieurs canaux à travers lesquels les politiques budgétaires nationales peuvent affecter les autres pays :

- une hausse des dépenses publiques nationales peut s'adresser directement aux produits étrangers et stimuler ainsi l'économie étrangère⁴ ;
- elle peut stimuler l'économie domestique, ce qui entraîne une hausse des importations qui à son tour stimule l'activité de l'économie étrangère ;
- une hausse des dépenses publiques peut accroître l'inflation nationale et l'inflation moyenne de l'Union. Si la banque centrale commune de l'Union réagit par une politique monétaire restrictive, ceci peut affecter négativement l'activité de tous les pays membres de l'Union.
- Une hausse de l'endettement consécutive à une politique budgétaire expansionniste peut affecter les taux longs à l'intérieur de l'Union.

L'objet de cette section est d'évaluer empiriquement l'ampleur du canal du commerce intrazone dans la transmission des externalités budgétaires, dans la zone Uemoa. Pour se faire, nous recourons à une modélisation VAR (modèle vectoriel autorégressif) structurel. Les processus VAR, introduits par Sims (1980) reposent sur l'idée selon laquelle l'évolution de l'économie peut être approchée par le comportement dynamique d'un vecteur de variables dépendant linéairement du passé. Chaque variable est expliquée par son propre passé et par celui des autres. Ils permettent de rendre compte des multiples relations pouvant exister entre différentes variables supposées endogènes. Les résidus du modèle VAR canonique représentent la partie non prévisible, compte tenu de l'information provenant des réalisations passées des variables endogènes du système. Une multitude de chocs, dont la propagation se traduit par des fluctuations du système dynamique étudié, sont captés par ces résidus canoniques. Pour autant, ceux-ci ne constituent pas des chocs structurels. Aussi, les résidus des dépenses publiques d'un VAR canonique

⁴ Ce cas est rare, on le retrouve cependant lorsqu'un état importe directement d'un état étranger de l'énergie (pétrole ou gaz).

peuvent être interprétés comme la combinaison de plusieurs types de chocs : les réponses de type stabilisateurs automatiques, les chocs discrétionnaires systématiques en réponse aux évolutions du PIB lorsque la politique budgétaire est contracyclique, et les décisions discrétionnaires de dépenses publiques qui ne résultent pas d'une situation économique particulière. C'est ce dernier type de chocs, qualifiés de choc structurels, qui retient notre attention. Nous cherchons à mettre en évidence les effets des chocs exogènes de politique budgétaire des pays de la zone Uemoa sur les autres membres de l'union monétaire ouest africaine.

La méthodologie VAR structurel consiste à transformer des résidus issus d'un VAR canonique en des chocs structurels pouvant être interprétés économiquement. Pour interpréter une réponse impulsionnelle, il faut que les chocs ne soient pas corrélés instantanément entre eux⁵. Ceci permet de mesurer la contribution de chaque impulsion à la dynamique des différentes séries du système, et plus précisément à la variance des erreurs de prévision s'y rapportant. Si tel n'est pas le cas, l'analyse de la propagation des chocs est rendue délicate, voire impossible. Il faut alors orthogonaliser les chocs à l'aide d'une transformation linéaire en multipliant le vecteur des innovations canoniques par une matrice P préalablement définie. Cette orthogonalisation peut être obtenue par une décomposition de Choleski⁶ de la variance des innovations canoniques. Cependant, hormis le fait que les résultats de la décomposition de Choleski dépendent fortement de l'ordre dans lequel les séries

⁵ Cette propriété, bien qu'utile techniquement et préconisée par Blanchard et Quah (1989), a été critiquée pour son manque de réalisme par Enders et Hurn (2005). Quand une cible d'inflation explicite existe, un choc d'offre agrégé négatif nécessite une baisse de la demande agrégée pour respecter la cible d'inflation. Par ailleurs, à un choc positif de demande, certaines entreprises répondent en augmentant l'output plutôt que les prix. Il existe donc des situations dans lesquelles les chocs d'offre et de demande sont corrélés.

⁶ La décomposition de Choleski est une technique de décomposition de la matrice de variance-covariance des innovations canoniques qui ne requiert comme à priori que le choix de l'ordre des séries dans le Var. Celles-ci doivent être rangées de la plus exogène à la plus endogène. Ceci revient à supposer une plus forte exogénéité de certaines variables sur d'autres. La matrice P , triangulaire inférieure et définie de manière unique pour un ordre donné des composantes du VAR, ceci permet d'imposer une structure récursive au modèle. Cette hypothèse revient à supposer que les innovations sur certaines variables n'ont pas d'effets contemporains sur l'évolution des variables qui les précèdent dans le VAR. De ce fait, par construction, la première variable inclue dans le VAR ne réagit pas aux innovations contemporaines des autres variables retenues dans le modèle (elle réagit avec un décalage d'une période aux innovations des autres variables), tandis que la variable rangée en dernière position réagit de manière contemporaine aux innovations structurelles des variables placées avant elle dans le VAR.

sont rangées dans le VAR, ce mode d'orthogonalisation purement statistique ne permet pas une interprétation économique des impulsions indépendantes obtenues. L'approche des VAR structurels répond à cette critique en permettant d'identifier les chocs interprétables économiquement puisque les matrices utilisées font explicitement référence à la théorie économique. Shapiro et Watson (1988) et Blanchard et Quah (1989) ont les premiers proposé d'identifier des chocs structurels qui soient interprétables économiquement en imposant outre les contraintes d'orthogonalisation usuelles, des contraintes structurelles identifiantes traduisant des relations économiques. La matrice P d'orthogonalisation est choisie de manière à pouvoir interpréter économiquement les chocs transformés en choc d'offre de demande, de politique monétaire ou budgétaire, dont on connaît à priori les effets économiques. On parle alors d'identification des chocs par imposition de contraintes structurelles identifiantes, c'est à dire déduites de la théorie économique. C'est cette approche que nous retenons dans notre étude.

Nous cherchons à déterminer la réponse des importations agrégées provenant de l'Union à des chocs budgétaires structurels issus des pays de la zone. L'ampleur de cette réponse nous permettra de déterminer si le commerce intrazone constitue un canal opérant de transmission des externalités budgétaires dans la zone Uemoa. L'idée sous-jacente étant qu'une politique budgétaire nationale, en stimulant l'économie domestique, peut accroître les importations provenant de l'Union et par ce biais stimuler les économies des pays voisins. Notre étude porte sur la Côte d'Ivoire, le Sénégal, le Burkina et le Togo, pays pour lesquelles nous disposons de données utilisables. Pour le Mali, le Bénin et le Niger nous disposons de données incomplètes⁷ qui ne permettent pas d'appliquer les outils de l'économétrie des séries temporelles dans des conditions satisfaisantes. Les pays retenus dans notre étude représentent néanmoins environ 90% du PIB de la zone, par ailleurs, ils sont ceux dont l'intensité commerciale intrazone est la plus forte. Nos données proviennent des Notes d'informations et Statistiques de la BCEAO. Pour capter l'effet d'un choc

⁷ Notamment les séries d'importations selon l'origine géographique sont de très mauvaise qualité. Même en recoupant plusieurs sources (Uemoa, NIS, DOTS, IFS) nous n'arrivons pas à obtenir une série continue de trente points.

budgétaire structurel sur les autres pays de l'union, nous avons retenu les importations agrégées⁸ provenant de l'Union plutôt que les importations bilatérales. La méthodologie VAR semble la plus appropriée à notre problématique car elle permet à travers l'analyse des réponses impulsionnelles qu'elle autorise, de déterminer si un choc budgétaire structurel provenant d'un pays se diffuse aux autres pays membres de l'Union, et de savoir in fine si une politique budgétaire discrétionnaire nationale affecte le pays voisin à travers le canal des importations comme l'affirme la théorie économique depuis Mundell Fleming (1962) jusqu'à auteurs de la nouvelle macroéconomie internationale.

Considérons un Var canonique définit par :

$$X_t = A(L)X_{t-1} + u_t, \quad (1)$$

On note $X_t = [G_t, Y_t, M_t, P_t, R_t]'$ notre vecteur de variables endogènes. Les trois premières variables permettent de déterminer l'impact de la politique budgétaire sur l'activité domestique et étrangère (les dépenses publiques, G , le PIB nominal, Y_t , et les importations, M). Les deux dernières variables (les prix, P , et les taux d'intérêt, R), prennent en compte les effets de la politique monétaire commune. Le taux de change effectif réel (TCER) aurait pu être retenu dans notre VAR pour estimer l'impact d'un choc budgétaire sur les importations. Cependant, nous ne disposons de données complètes du TCER sur notre période d'estimation que pour la Côte d'Ivoire, aussi nous avons préféré retenir l'IPC. Le vecteur des innovations canoniques est noté $u_t = [u_t^G, u_t^Y, u_t^M, u_t^P, u_t^R]'$. Il représente la partie non prévisible étant donné l'information contenue dans les réalisations passées des variables endogènes.

⁸ Nous avons retenu les importations agrégées plutôt que les importations bilatérales parce que certains pays de l'Union ne commerçant que très peu entre eux, retenir les importations bilatérales aurait conduit à ne retenir dans l'analyse que les pays ayant une intensité commerciale relativement forte et à négliger ainsi les effets indirects d'un choc budgétaire sur un pays. Un choc affectant un pays i peut se transmettre indirectement au pays j *via* les effets de ce choc sur l'activité macroéconomique des autres partenaires commerciaux de ce pays. Ce procédé nous évite par ailleurs la multiplication des VAR à estimer. Pour un pays comme la Côte d'Ivoire qui a 6 partenaires commerciaux relativement importants dans la zone Uemoa, il nous faudrait estimer 6 Var différents avant de pouvoir conclure sur les effets de débordements de sa politique budgétaire.

$A(L)$ est un polynôme matriciel de degré L . L correspond au nombre de retards de notre VAR.

Les séries du PIB, des dépenses publiques, des importations et les dépenses publiques ont été linéarisées. Les taux d'intérêt qui sont des séries sans trend sont laissés en niveau. Les séries ont été différenciées pour les rendre stationnaires⁹. La transformation logarithmique préalablement appliquée sur les séries des prix et du PIB, des dépenses publiques et des importations, nous donne une approximation du taux d'inflation et des taux de croissance du PIB, des importations et des dépenses publiques. L'ordre du VAR est déterminé à l'aide des critères AIC et BIC. Le taux de court terme est le taux du marché monétaire de l'Uemoa. L'inflation est mesurée par l'indice des prix à la consommation. Les séries sont annuelles et couvrent la période [1976 2005].

Le passage au VAR structurel

Les résidus canoniques sont la résultante de plusieurs types de chocs évoqués précédemment. Afin d'identifier des chocs structurels interprétables économiquement nous construisons une matrice de passage P vérifiant $u_t = P\varepsilon_t$. On suppose qu'à chaque date t , les innovations canoniques sont des combinaisons linéaires des chocs structurels contenus dans le vecteur $\varepsilon_t = [e_t^s, e_t^y, e_t^m, e_t^p, e_t^r]'$. La détermination des coefficients de la matrice P est obtenue en imposant $n(n+1)/2$ contraintes d'orthonormalisation¹⁰ (orthogonalisation et normalisation), et

⁹ La transformation des séries en différence première peut conduire à une mauvaise spécification statistique si les séries sont cointégrées. Dans ce cas, c'est un modèle à correction d'erreur (Engle et Granger 1987) qu'il faut estimer. Cependant même si cette hypothèse s'avérait, la brièveté de notre échantillon et la dimension de notre VAR ne nous permettent pas d'opter pour une telle approche. En supposant que les relations de cointégration sont implicitement prises en compte, notre démarche s'inscrit dans la continuité des travaux de Kim et Roubini (2000).

¹⁰ Les contraintes d'orthogonalisation ($n(n-1)/2$) et de normalisation (n) sont imposées simultanément. La matrice P est choisie de telle sorte que les chocs structurels soient non corrélés et unitaires : $E(\varepsilon_t, \varepsilon_t') = 1$. La matrice de variance-covariance étant symétrique, les contraintes d'orthonormalisation sont au nombre de $n(n+1)/2$. On a $u_t = P\varepsilon_t \Rightarrow PP' = V$ où V est la matrice de variance-covariance des résidus canoniques.

$n(n-1)/2$ contraintes structurelles identifiantes issues de la théorie économique. Ce qui fait pour notre modèle, 15 contraintes d'orthonormalisation et 10 contraintes identifiantes. L'identification des impulsions structurelles est acquise dès que la matrice de passage P est estimée, puisque l'on peut écrire : $\hat{\varepsilon}_t = \hat{P}^{-1} \hat{u}_t$

Notre matrice de passage P s'écrit ainsi :

$$\begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ yg & 1 & 0 & 0 & 0 \\ mg & my & 1 & 0 & 0 \\ pg & py & pm & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & rp & 1 \end{bmatrix}$$

Nous avons imposé les contraintes identifiantes suivantes :

Le coefficient ij capture l'effet d'une innovation structurelle de la variable j sur la variable i . Les éléments diagonaux ont été fixés à 1, et certains éléments non diagonaux à 0 lorsque l'on suppose l'absence d'effet contemporain d'une innovation sur une variable donnée.

- $rg = \alpha_{51} = 0$. Les taux d'intérêt étant fixés par la banque centrale commune, nous supposons que ces derniers ne sont pas affectés contemporanément par un choc budgétaire. On aurait pu s'attendre à ce que les décisions de politique budgétaire entraînent une réaction rapide de la politique monétaire dans un contexte de substitution stratégique de la politique monétaire et budgétaire. Cependant, l'observation de la politique des taux de la BCEAO (cf section 2) infirme cette idée. Celle-ci réagit prioritairement aux chocs sur l'inflation, au niveau du taux de couverture de la monnaie et au différentiel de ses taux d'intérêt avec ceux de l'Eurosystème.

- $ry = \alpha_{52} = 0$. Même si la banque centrale prend en compte le niveau de l'activité, elle reste prioritairement concernée par l'inflation, on suppose donc qu'un choc sur l'activité n'affecte pas contemporanément les taux d'intérêt.

- $rm = \alpha_{53} = 0$. Un choc sur les importations n'a pas d'effet contemporain sur les taux d'intérêt.

- $gr = \alpha_{15} = 0$. Les administrations publiques étant généralement endettées à taux fixe, une modification des taux d'intérêt n'affecte pas instantanément la charge de la dette publique.

- $gy = \alpha_{12} = 0$. Les stabilisateurs automatiques étant faibles dans la zone Uemoa (cf section 4), nous supposons qu'un choc sur le PIB n'affecte pas contemporanément les dépenses publiques.

- $gm = \alpha_{13} = 0$. Les dépenses publiques ne réagissent pas contemporanément à un choc sur les importations.

- $gp = \alpha_{14} = 0$. Les dépenses publiques ne réagissent pas contemporanément à un choc sur les prix.

Les autres coefficients sont laissés libres car on suppose l'existence d'effets contemporains des chocs structurels sur ces variables. Par exemple, yg , n'est pas contraint car malgré les délais de mise en œuvre de la politique budgétaire, la basse fréquence de nos données nous permet de supposer que les dépenses publiques affectent contemporanément le PIB. Le paramètre rp est aussi laissé libre car on suppose qu'un choc sur les prix a un effet contemporain sur les taux d'intérêt.

Section 2 : Estimation du VAR et analyse des résultats

Le VAR structurel a été estimé ainsi que les coefficients de la matrice de passage pour la Côte d'Ivoire, le Sénégal, le Burkina, et le Togo. On relève pour la plupart de ces pays que les importations agrégées sont négativement expliquées par les dépenses publiques retardées, les prix, et leurs propres valeurs retardées. Les dépenses publiques retardées de deux périodes et les prix sont significatifs pour le Burkina et la Côte d'Ivoire. Les importations agrégées dépendent aussi positivement du PIB retardé pour le Sénégal et la Côte d'Ivoire, et tantôt positivement ou négativement des taux d'intérêt et de l'inflation retardée selon les pays. On note pour les autres équations du système que les relations de causalité entre les variables vont généralement dans le sens attendu. Le PIB est positivement expliqué par les dépenses publiques, les dépenses publiques négativement par le PIB retardé. Les coefficients estimés demeurent cependant faibles.

La quasi-égalité du log de la vraisemblance du modèle non contraint, et de celui du modèle contraint pour la plupart des pays, indique que notre système est justement identifié (il n'est ni sur identifié, ni sous identifié). Les tests de Fisher qui analysent la significativité des relations de causalité au sens de Granger entre les différentes variables du VAR attestent de la pertinence des variables retenues et du bon pouvoir explicatif du modèle. Parmi les restrictions imposées, yg et py ressortent significatives pour tous les pays. Les résultats des étapes intermédiaires (détermination de l'ordre du VAR), l'estimation du VAR et des coefficients de la matrice de Passage, les réponses des variables à un choc de dépenses publiques ainsi que les résultats de la décomposition de la matrice des variances-covariances des erreurs de prévision des importations agrégées, sont présentés plus en détails dans l'annexe 1 de ce chapitre.

Décomposition de la variance covariance des erreurs de prévisions et fonctions réponses.

L'écriture moyenne mobile d'un VAR canonique permet de caractériser les réponses du système étudié à des chocs sur les variables. Celle-ci existe toujours que la dynamique soit autorégressive ou non, pourvu qu'elle soit stationnaire. Elle s'écrit :

$$X_t = B_0 u_t + B_1 u_{t-1} + \dots + B_j u_{t-j} + \dots \quad (2)$$

Ou encore

$$X_t = B(L)u_t \quad (3)$$

$B(L)$ est un polynôme de retards et u_t un bruit blanc de moyenne nulle et de variance $\sum u$. B_i est une matrice ($n \times n$) dont les coefficients $b_{i,j}(k) = \frac{\partial x_{i,t}}{\partial u_{k,t-j}}$ représentent la réponse après j périodes de la $i^{\text{ème}}$ variable à un choc sur la $k^{\text{ème}}$ variable.

Les fonctions de réponses impulsionnelles décrivent la réponse du système étudié à des chocs affectant les différentes variables retenues dans le VAR. Dans ce qui suit, les fonctions réponses représentent l'effet d'un choc sur les valeurs courantes et futures des variables endogènes. Un choc sur le $i^{\text{ème}}$ variable affecte l'évolution de cette variable, mais se transmet également à l'ensemble des autres variables étudiées au travers de la structure dynamique du VAR. L'analyse des fonctions réponses doit se faire conjointement avec celle de la décomposition de la matrice de variance covariance des erreurs de prévision. Cette dernière permet de déterminer la contribution de chaque choc à la fluctuation de la variable étudiée. Une réponse peut apparaître graphiquement importante alors que la variable affectée par le choc ne contribue que faiblement aux fluctuations de la variable observée.

Tableau 1.1 : Contribution moyenne des variables aux fluctuations des importations agrégées provenant de l'union durant les trois premières années après l'occurrence du choc¹¹.

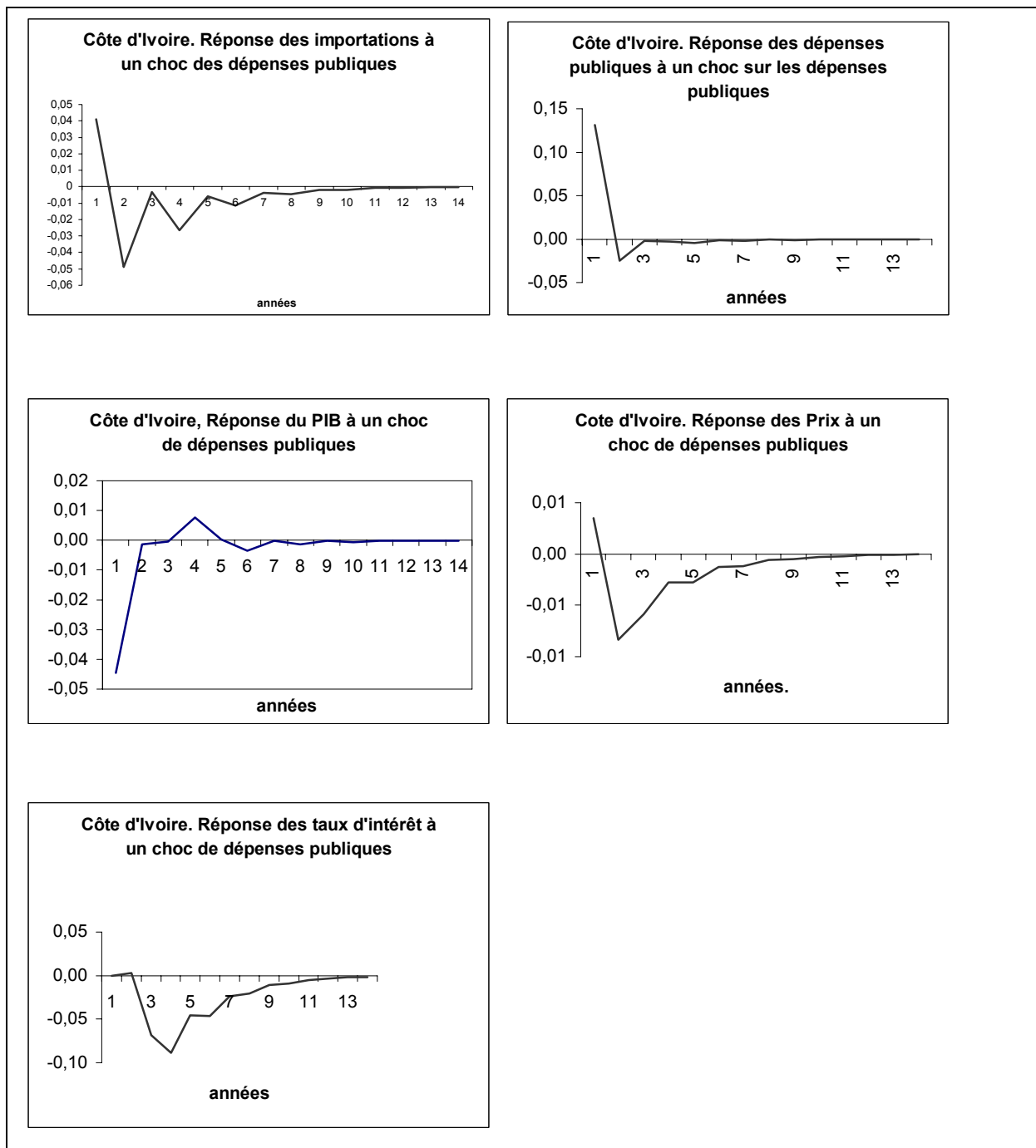
	DPDIF	PIBDIF	IMPDIF	PRXDIF	INTDIF
Burkina	6.64%	2.6%	71.42%	14.4%	5.03%
Côte d'Ivoire	11.21%	39.65%	41.73%	3.77%	3.62%
Sénégal	6.15%	14.56%	78.61%	0.014%	0.64%
Togo	1.74%	12.97%	76.71%	8.36%	0.18%

Nous constatons pour la plupart des pays étudiés, que les fluctuations des importations sont principalement expliquées par leurs propres innovations (74 % en moyenne à l'exception de la Côte d'Ivoire) durant les trois premières années. Les dépenses publiques ne contribuent que très faiblement aux fluctuations des importations agrégées (6 % en moyenne). Les contributions relatives de l'inflation, et des taux d'intérêt varient selon les pays, mais demeurent inférieures à 10 % en moyenne. Hormis les importations, ce sont les chocs affectant le PIB qui contribuent le plus aux variations des importations agrégées. Au-delà de la troisième période, les contributions des différentes variables à ces fluctuations se stabilisent. Afin de tester la sensibilité de nos résultats au mode d'orthogonalisation retenu, nous avons calculé la décomposition de Choleski de la variance des erreurs de prévisions des importations. Les résultats, présentés en annexe sont sensiblement similaires aux nôtres. Les fluctuations des importations sont principalement expliquées par leurs propres innovations (70 % en moyenne). L'impact des dépenses publiques est faible (4% en moyenne)

Les graphiques ci-après représentent les réponses de toutes les variables du système à un choc affectant les dépenses publiques. Notre intérêt se porte particulièrement sur la réponse des importations agrégées à un choc structurel de dépenses publiques. Afin de les rendre comparables, les réponses ont été normalisées en les divisant par l'écart type des résidus. Les fonctions réponses sont encadrées par un intervalle de confiance déterminé par des simulations de Monte Carlo.

¹¹ Les contributions des différentes variables aux fluctuations des importations sur les 14 années sont reportées dans l'annexe 1 de ce chapitre.

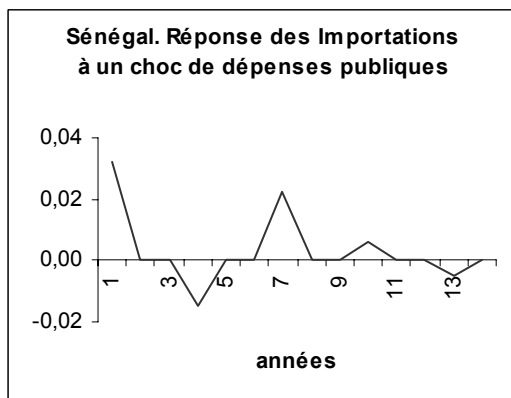
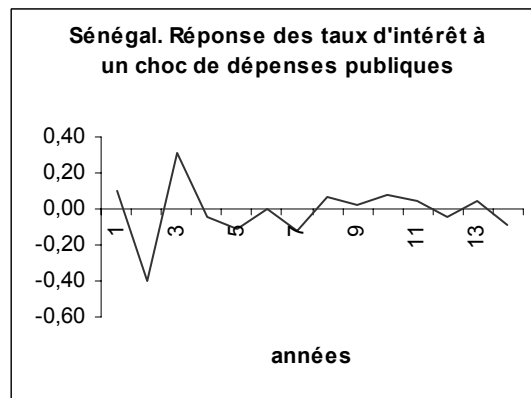
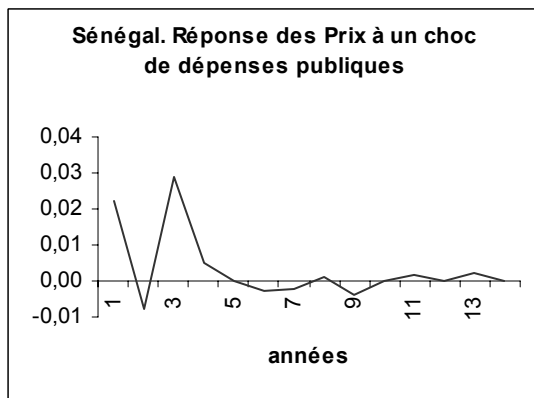
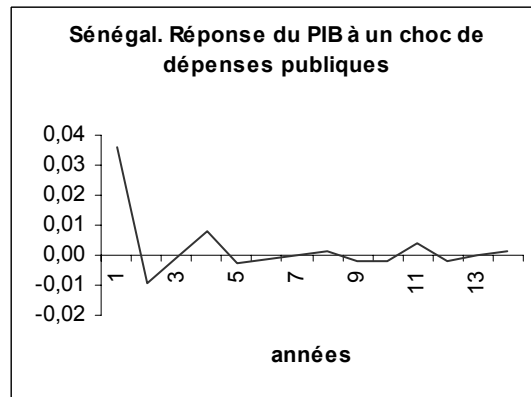
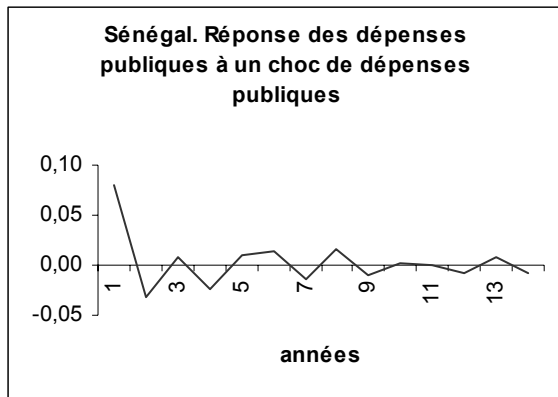
Graphique 1 : Réponses à un choc sur la variable dépenses publiques de la Côte d'Ivoire.



Pour la Côte d'Ivoire, durant les deux premières périodes, les fluctuations des importations agrégées provenant de l'Union sont expliquées à 52% par leurs propres innovations, et à 47 % par celles du PIB, les autres variables ne contribuant que très peu aux variations des importations. Par la suite, les contributions relatives des différentes variables aux fluctuations des importations se stabilisent à partir de la troisième année et ceci pour les périodes suivantes à 30% pour les dépenses publiques, 23% pour le PIB, 20% pour les importations, 13% pour les prix et 12 % pour les taux d'intérêt.

On note une réponse impulsionnelle quasi nulle des importations à un choc des dépenses publiques durant la première (-0.01) et la seconde année (0.006). A la troisième année celle-ci décroît et devient négative (-0.15). Par la suite, elle s'annule progressivement au cours du temps. On relève que les réponses impulsionnelles des importations agrégées les plus importantes sont obtenues lorsque le choc affecte cette même variable (0.12) et la variable PIB (0.11). Les taux d'intérêt répondent positivement au cours de la deuxième année (0.23) et de la quatrième année (0.39) à un choc des dépenses publiques. Globalement, pour toutes les variables du système, les effets d'un choc des dépenses publiques s'estompent au delà de la septième année. Pour ce qui est des autres variables du système, on note une réponse positive bien que faible des taux d'intérêt à un choc sur les prix, et une réponse nulle des importations à ce même choc.

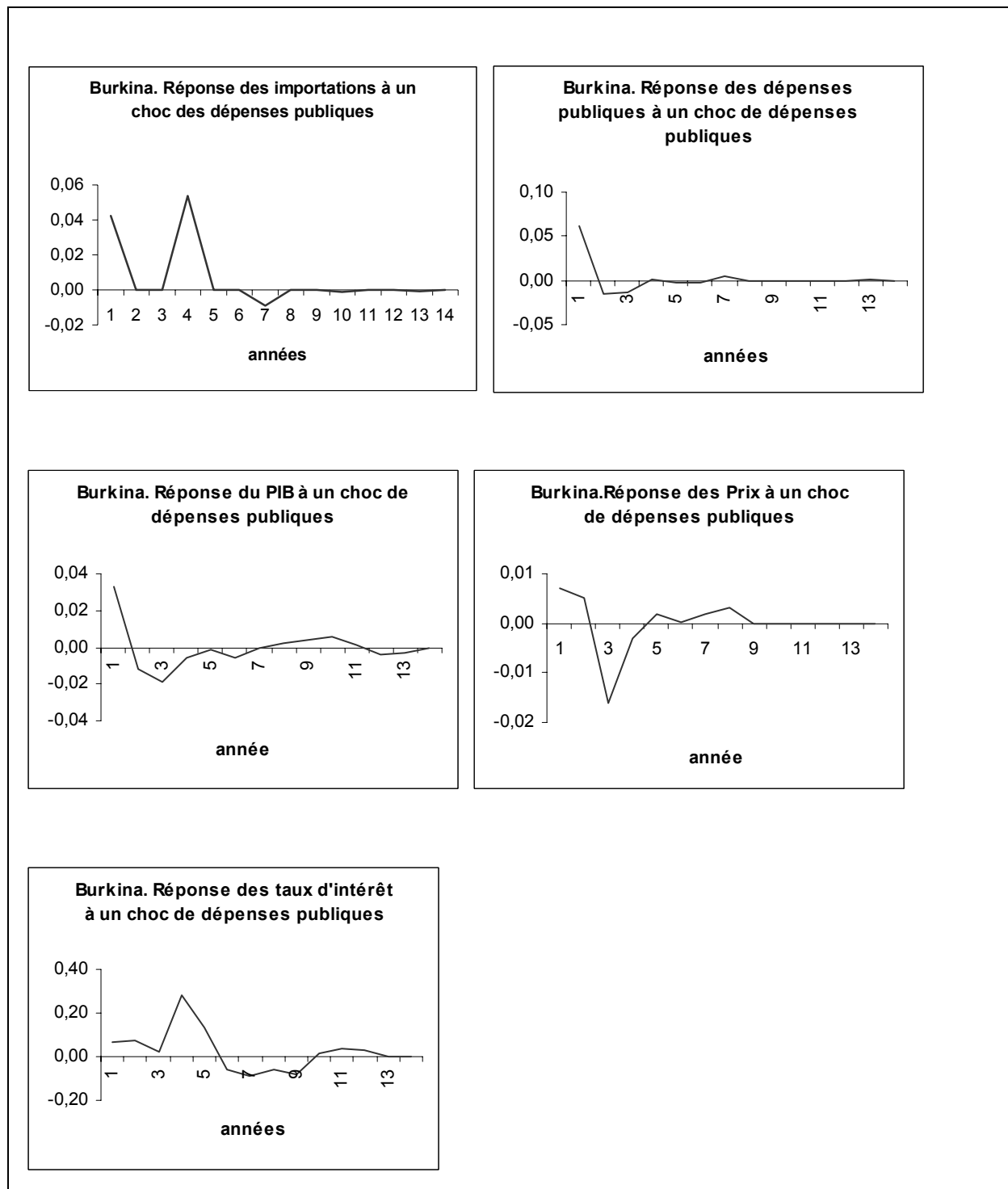
Graphique 2 : Réponses à un choc sur la variable dépenses publiques du Sénégal.



Pour le Sénégal, les importations agrégées provenant de l'Union sont expliquées à 80% par leurs propres innovations sur les deux premières périodes et à 55% en moyenne pour les périodes suivantes. Durant les quatre premières années, les dépenses publiques contribuent faiblement aux fluctuations des importations (5%), par la suite, leur contribution s'élève à 13% sur le reste de la période. Le PIB contribue à 14 % aux fluctuations des importations agrégées sur toute la période.

La réponse des importations à un choc des dépenses publiques est quasi-nulle (positive et très faible) durant la première période (0.029) et quasi - inexistante durant les périodes suivantes. La seule réponse significative des importations (0.12) survient lorsqu'il s'agit d'un choc sur la variable importations elle-même. Cette réponse ne dure cependant qu'une année et s'estompe par la suite. Pour les chocs provenant des autres variables du système, on note une réponse positive des taux d'intérêt à un choc sur les prix (0.13) durant la première année. Celle-ci restera significative tout en changeant de signe au cours des périodes suivantes. La variable importations n'est pas affectée dans le cas du Sénégal par un choc sur les prix.

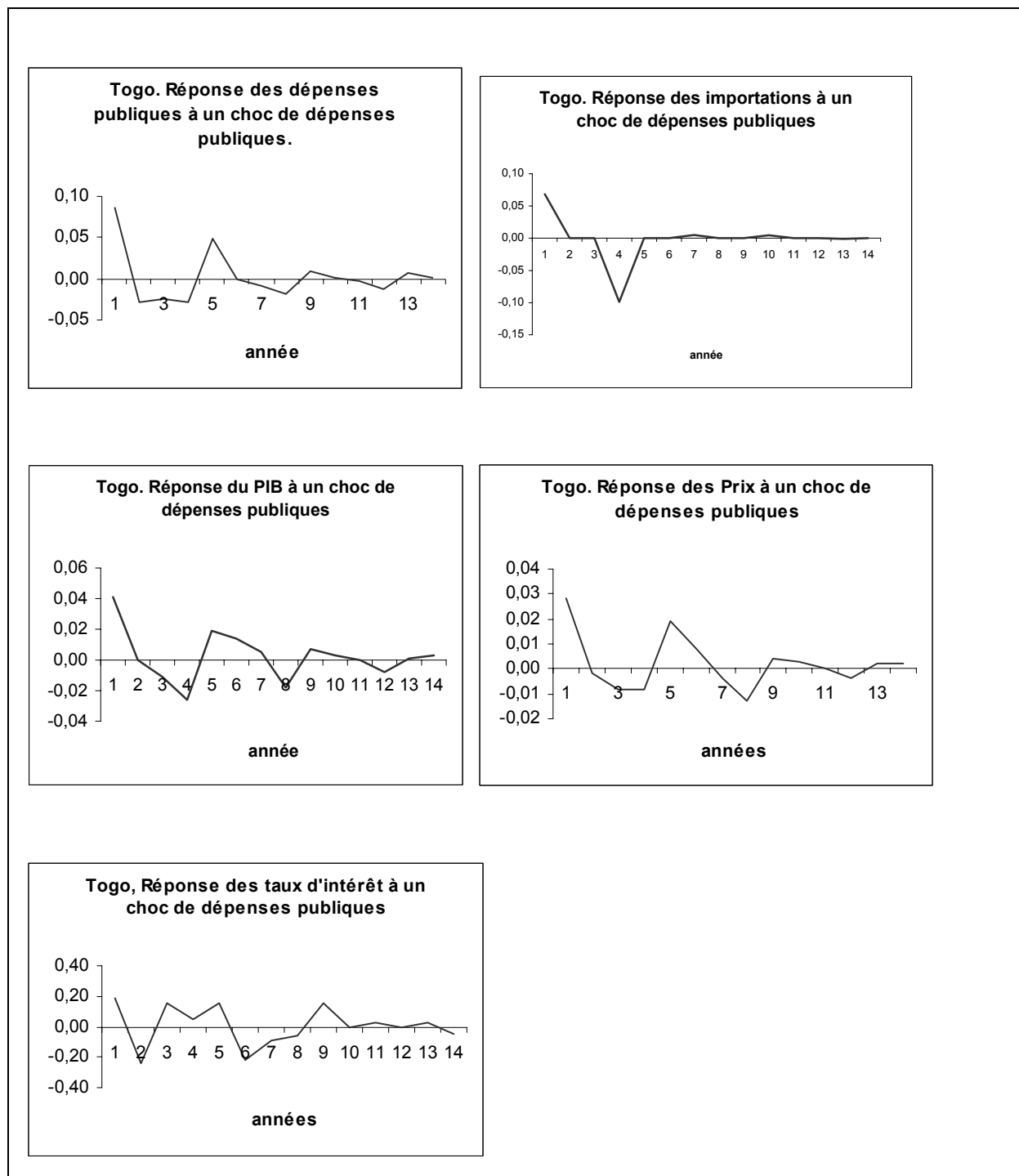
Graphique 3 : Réponses des variables à un choc de dépenses publiques du Burkina.



Pour le Burkina Faso, les fluctuations des importations sont expliquées à 96 % par leurs propres innovations sur la première période, 72 % sur la deuxième et en moyenne à 45 % pour les périodes suivantes. Durant la première année les autres variables ne contribuent que très marginalement aux fluctuations des importations : 0.75 % pour les dépenses publiques, 2.36% pour le PIB, et 0 % pour les prix et les taux d'intérêt. Toutefois, au-delà de la troisième année, la contribution des dépenses publiques aux variations des importations devient significative (20 % en moyenne), ainsi que celle des prix (17%), des taux d'intérêt (15%) et du PIB (10%).

La réponse des importations à un choc de dépenses publiques est quasi nulle sur l'ensemble de la période. Les taux d'intérêt répondent significativement à un choc de dépenses publiques à la quatrième année (0.28).

Graphique 4 : Réponses des variables à un choc de dépenses publiques du Togo.



Pour le Togo, les importations sont responsables à 75% en moyenne de leurs propres fluctuations sur les trois premières périodes, et à 55% en moyenne sur les périodes suivantes. Durant la première période, les innovations sur les dépenses publiques contribuent très faiblement à ces fluctuations (2.1%), celles du PIB sont significatives (20.47 %) et celles des taux d'intérêt et l'inflation sont nulles. Par la suite, les contributions des différentes variables aux fluctuations des importations agrégées provenant de l'Union se stabilisent à : 10% pour les dépenses publiques, 20 % pour le PIB, 10 % pour les prix, et 2% pour les taux d'intérêt. Les importations ne répondent pratiquement pas à un choc de dépenses publiques. Leur réponse est quasi nulle sur l'ensemble des périodes étudiées. Les taux d'intérêt répondent positivement à un choc sur les dépenses publiques durant la première période (0.2), cette réponse devient négative durant la deuxième période (-0.23) et décroît au cours du temps. Pour ce pays, la seule réponse significative des importations à un choc survient lorsque celui-ci affecte les importations elles mêmes (0.18). En ce qui concerne les autres variables du système, on relève que la réponse des taux d'intérêt à un choc sur les prix est comme attendu positive et significative sur les deux premières périodes (0.18) ; celle des importations à un choc sur les prix advient à la seconde période et est aussi positive (0.10).

Tableau 1.2 : Réponses des Importations agrégées aux chocs de dépenses publiques.

	Burkina	Côte d'Ivoire	Sénégal	Togo
1	0.008	-0.015	0.029	0.030
2	-0.018	0.06	-0.018	0.023
3	-0.051	-0.15	0.029	-0.021
4	0.0555	0.054	0.0009	-0.059
5	-0.014	0.043	0.040	0.098
6	-0.000	-0.00	-0.023	-0.002
7	-0.003	0.009	0.010	-0.004
8	0.004	-0.017	-0.009	-0.037
9	0.003	0.015	-0.005	0.022
10	0.008	-0.009	0.0122	0.006
11	-0.0060	0.015	-0.014	-0.009
12	-0.0011	-0.005	0.011	-0.006
13	-0.002	0.077	-0.002	0.009
14	0.001	0.044	-0.0007	0.002

Conclusion

Comme attendu, vu la faiblesse du commerce intrazone dans l'Uemoa, les chocs budgétaires ne contribuent que très faiblement aux fluctuations des importations. La séquence \uparrow dépenses publiques \rightarrow \uparrow PIB \rightarrow \uparrow importations agrégées provenant de l'union semble ne pas fonctionner. On note pour la plupart des pays que les importations ne répondent significativement qu'à un choc les affectant. Le commerce extérieur comme canal de transmission des externalités budgétaires est peu opérant, et ce résultat est valable pour pratiquement tous les pays de la zone¹². Ceci pourrait s'expliquer par plusieurs facteurs. D'abord par la faiblesse du commerce intrazone (12 % du commerce extérieur global) ; ensuite par structure des importations des pays de la zone et par leur orientation géographique : celles-ci sont principalement composées de biens de consommation et d'équipement, et de produits manufacturés provenant des pays industrialisés (Europe occidentale, Amérique, Asie). Par ailleurs, un faible degré de substituabilité entre biens domestiques et étrangers (Corsetti et Pesenti 2001), ainsi que l'existence d'un secteur important de biens non échangeables internationalement (Lane 2001) limite l'importance du canal des échanges internationaux dans la transmission des externalités budgétaires. L'argument des externalités structurelles de demande pour préconiser une coordination des politiques budgétaires dans la zone Uemoa ne semble pas robuste. Il existe cependant d'autres arguments fournis par la littérature pour préconiser une coordination des politiques macroéconomiques en union monétaire. Ceux-ci sont liés notamment à la concurrence fiscale, à la discipline budgétaire, à la crédibilité et à la cohérence du policy-mix.

¹² Par ailleurs, le PIB étranger a des déterminants autres que la demande adressée à ses produits (investissement, politiques macroéconomiques etc.), de plus, il n'est pas certain que cette dernière en constitue le principal déterminant. La plupart des économies de la zone sont exportatrices de matières premières et par conséquent fortement sensibles aux chocs des termes de l'échange.

Annexe 1: Résultats des étapes préliminaires de l'estimation du VAR et décomposition de la variance covariance des erreurs de prévision.

1) Détermination de l'ordre du VAR à l'aide des critères AIC et BIC

Critères AIC et BIC de la Côte d'Ivoire

1	186.5015	146.5353
2	157.9610	86.6899
3	124.9213	24.2736

Critères AIC et BIC du Sénégal

1	232.9672	193.0011
2	185.5410	114.2700
3	171.7560	71.1083

Critères AIC et BIC du Burkina

1	200.0061	160.0400
2	168.3004	97.0294
3	129.7482	29.1005

Critères AIC et BIC du Togo

1	203.6423	163.6762
2	175.5322	104.2612
3	133.3441	32.6964

2) Estimation du VAR et des coefficients de la matrice de passage

COTE d'Ivoire

Dependent Variable IMPDIF

Annual Data From 1976:01 To 2005:01

Usable Observations 26 Degrees of Freedom 10

Total Observations 30 Skipped/Missing 4

Centered R**2 0.718425 R Bar **2 0.296062

Uncentered R**2 0.722041 T x R**2 18.773

Mean of Dependent Variable 0.0371499581

Std Error of Dependent Variable 0.3321436557

Standard Error of Estimate 0.2786719035

Sum of Squared Residuals 0.7765802980

Durbin-Watson Statistic 1.854772

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif

1. DPDIF{1}	-0.151945836	0.640606859	-0.23719	0.81729758
2. DPDIF{2}	-1.473000094	0.551472908	-2.67103	0.02345109
3. DPDIF{3}	1.042195155	0.673399482	1.54766	0.15274286
4. PIBDIF{1}	-0.539541258	0.724394706	-0.74482	0.47352336
5. PIBDIF{2}	0.312185363	0.720026932	0.43357	0.67380136
6. PIBDIF{3}	0.356899158	0.625582280	0.57051	0.58092570
7. IMPDIF{1}	0.272187610	0.371123395	0.73342	0.48014560
8. IMPDIF{2}	-0.199107758	0.257119298	-0.77438	0.45662512
9. IMPDIF{3}	-0.323830062	0.289842327	-1.11726	0.29000572
10. PRXDIF{1}	-0.574373405	1.818678277	-0.31582	0.75863262
11. PRXDIF{2}	3.724966938	1.702686606	2.18770	0.05354385
12. PRXDIF{3}	-0.789600798	1.855428692	-0.42556	0.67943996
13. INTDIF{1}	-0.017884381	0.055500997	-0.32224	0.75390995
14. INTDIF{2}	0.084645107	0.051902909	1.63084	0.13397790
15. INTDIF{3}	-0.082691040	0.050120439	-1.64985	0.12998816
16. Constant	-0.097993531	0.146256455	-0.67001	0.51802242

F-Tests, Dependent Variable IMPDIF

Variable	F-Statistic	Signif
DPDIF	3.1403	0.0738934
PIBDIF	0.5999	0.6295557
IMPDIF	0.9210	0.4655721
PRXDIF	1.8191	0.2073372
INTDIF	1.6389	0.2422319

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif

1. DPDIF{1}	-0.053151603	0.174242235	-0.30504	0.76319966
2. PIBDIF{1}	0.329771147	0.213966422	1.54123	0.13752311
3. IMPDIF{1}	0.063760152	0.084098162	0.75816	0.45639869
4. PRXDIF{1}	-0.040397724	0.554922538	-0.07280	0.94262400
5. INTDIF{1}	0.005085250	0.018621384	0.27309	0.78733377
6. Constant	0.025321085	0.038473028	0.65815	0.51726933

SENEGAL

Dependent Variable IMPDIF

Annual Data From 1976:01 To 2005:01

Usable Observations 26 Degrees of Freedom 10

Total Observations 30 Skipped/Missing 4

Mean of Dependent Variable 0.0828684360

Std Error of Dependent Variable 0.1916060825

Standard Error of Estimate 0.2237647691

Sum of Squared Residuals 0.5007067190

Durbin-Watson Statistic 2.405865

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif

1. DPDIF{1}	-0.649779459	0.662188535	-0.98126	0.34960785
2. DPDIF{2}	-0.537952284	0.671733113	-0.80084	0.44183458
3. DPDIF{3}	-0.383007127	0.525458608	-0.72890	0.48278396
4. PIBDIF{1}	1.283964437	1.874330573	0.68503	0.50889411
5. PIBDIF{2}	1.748058221	1.485556694	1.17670	0.26656407
6. PIBDIF{3}	2.128666786	1.357688836	1.56786	0.14798427
7. IMPDIF{1}	-0.387575851	0.289860738	-1.33711	0.21080579
8. IMPDIF{2}	0.067804057	0.305149301	0.22220	0.82863080
9. IMPDIF{3}	0.112573559	0.315068463	0.35730	0.72829359
10. PRXDIF{1}	-0.101159839	1.409241364	-0.07178	0.94418984
11. PRXDIF{2}	-0.249555962	1.552616116	-0.16073	0.87550471
12. PRXDIF{3}	-1.191384357	1.488287469	-0.80051	0.44202005
13. INTDIF{1}	0.011884783	0.051512667	0.23072	0.82218729
14. INTDIF{2}	0.011398919	0.063815114	0.17862	0.86179982
15. INTDIF{3}	-0.042960042	0.044146954	-0.97311	0.35344669
16. Constant	-0.103852466	0.132722714	-0.78248	0.45206518

F-Tests, Dependent Variable IMPDIF

Variable	F-Statistic	Signif
DPDIF	0.5180	0.6792840
PIBDIF	1.0584	0.4094128
IMPDIF	0.6559	0.5974067
PRXDIF	0.3502	0.7899873
INTDIF	0.3582	0.7844815

Burkina

Dependent Variable IMPDIF

Annual Data From 1976:01 To 2005:01

Usable Observations 26 Degrees of Freedom 10

Total Observations 30 Skipped/Missing 4

Mean of Dependent Variable 0.0826051537

Std Error of Dependent Variable 0.1860681184

Standard Error of Estimate 0.1504074883

Sum of Squared Residuals 0.2262241255

Durbin-Watson Statistic 1.882975

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif

1. DPDIF{1}	-0.365294642	0.468280119	-0.78008	0.45341335
2. DPDIF{2}	-1.343312035	0.463510008	-2.89813	0.01588441
3. DPDIF{3}	0.302541002	0.464967489	0.65067	0.52992423
4. PIBDIF{1}	-0.179127060	0.262806628	-0.68159	0.51097271
5. PIBDIF{2}	-0.336672051	0.283558036	-1.18731	0.26254202
6. PIBDIF{3}	-0.461913991	0.342243534	-1.34966	0.20688306
7. IMPDIF{1}	-0.501848060	0.322378324	-1.55671	0.15059601
8. IMPDIF{2}	-0.218052059	0.248384341	-0.87788	0.40060814
9. IMPDIF{3}	-0.138598767	0.198503915	-0.69822	0.50095496
10. PRXDIF{1}	1.659835488	0.813696508	2.03987	0.06866223
11. PRXDIF{2}	1.714772716	0.987381273	1.73669	0.11308795
12. PRXDIF{3}	1.013090164	0.880213785	1.15096	0.27652606
13. INTDIF{1}	0.019197569	0.029994592	0.64003	0.53653804
14. INTDIF{2}	0.031057602	0.026609094	1.16718	0.27021535
15. INTDIF{3}	-0.051715555	0.025283276	-2.04545	0.06802488
16. Constant	0.215666058	0.116063711	1.85817	0.09279334

F-Tests, Dependent Variable IMPDIF

Variable	F-Statistic	Signif
DPDIF	3.9375	0.0430399
PIBDIF	1.7708	0.2160887
IMPDIF	0.8422	0.5013589
PRXDIF	2.8142	0.0937187
INTDIF	2.0085	0.1767484

TOGO

Dependent Variable IMPDIF

Annual Data From 1976:01 To 2005:01

Usable Observations 26 Degrees of Freedom 10

Total Observations 30 Skipped/Missing 4

Mean of Dependent Variable 0.1165097605

Std Error of Dependent Variable 0.4060134172

Standard Error of Estimate 0.3339129504

Sum of Squared Residuals 1.1149785846

Durbin-Watson Statistic 2.110560

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif

1. DPDIF{1}	-0.434400105	0.904937834	-0.48003	0.64153093
2. DPDIF{2}	-0.320636092	1.035651924	-0.30960	0.76322147
3. DPDIF{3}	-1.353347223	0.870462950	-1.55474	0.15105934
4. PIBDIF{1}	-0.401336380	2.130147914	-0.18841	0.85432556
5. PIBDIF{2}	-0.814377230	1.497445325	-0.54384	0.59846336
6. PIBDIF{3}	0.970615006	1.920774383	0.50532	0.62428114
7. IMPDIF{1}	-0.983743772	0.523389232	-1.87956	0.08958790
8. IMPDIF{2}	-0.576055148	0.573336984	-1.00474	0.33871404
9. IMPDIF{3}	-0.066319009	0.373600432	-0.17751	0.86264943
10. PRXDIF{1}	3.709746757	2.263928694	1.63863	0.13232858
11. PRXDIF{2}	2.800984475	2.896155226	0.96714	0.35628222
12. PRXDIF{3}	1.024832880	2.460039392	0.41659	0.68577764
13. INTDIF{1}	0.011648764	0.113500064	0.10263	0.92028380
14. INTDIF{2}	-0.002855703	0.099474434	-0.02871	0.97766240
15. INTDIF{3}	-0.035840013	0.071209035	-0.50331	0.62564879
16. Constant	0.024903999	0.123512073	0.20163	0.84424687

F-Tests, Dependent Variable IMPDIF

Variable	F-Statistic	Signif
DPDIF	0.8714	0.4877766
PIBDIF	0.2375	0.8682344
IMPDIF	1.5072	0.2720214
PRXDIF	2.7589	0.0976768
INTDIF	0.0860	0.9661420

Côte d'Ivoire Estimation des paramètres de la matrice de Passage

Covariance Model-Concentrated Likelihood - Estimation by BFGS
 Convergence in 18 Iterations. Final criterion was 0.0000009 < 0.0000100
 Observations 26
 Log Likelihood 276.25469050
 Log Likelihood Unrestricted 284.92127564
 Chi-Squared(3) 17.33317028
 Significance Level 0.00060354

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif

1. YG	0.475678005	0.221152471	2.15091	0.03148368
2. MG	-0.435635476	0.322644714	-1.35020	0.17695126
3. MY	-1.298641458	0.275710709	-4.71016	0.00000248
4. PG	0.017495732	0.073264895	0.23880	0.81125988
5. PY	-0.018057921	0.078195685	-0.23093	0.81736729
6. PM	-0.099211440	0.043115942	-2.30104	0.02138946
7. RP	-1.547236773	5.750601204	-0.26906	0.78788619

Pour saisir l'impact des différents chocs structurels sur nos variables, les paramètres estimés de nos matrices de passage doivent être lus avec un signe opposé. Celle-ci a été construite de telle sorte que l'on ait : $Y_t = -ygG_t + .. +$ ou encore $M_t = -mgG_t - myY_t + .. +$ ainsi pour la Côte d'Ivoire on : $M_t = 0.4G_t + 1.2Y_t + ... + ...$

Sénégal Estimation des Paramètres de la matrice de Passage

Covariance Model-Concentrated Likelihood - Estimation by BFGS
 Convergence in 17 Iterations. Final criterion was 0.0000006 < 0.0000100
 Observations 26
 Log Likelihood 315.33838841
 Log Likelihood Unrestricted 331.75597759
 Chi-Squared(3) 32.83517836
 Significance Level 3.48907730e-07

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif

1. YG	-0.450687608	0.064940492	-6.94001	0.00000000
2. MG	0.608240104	0.556843050	1.09230	0.27470091
3. MY	-2.173033233	0.987382828	-2.20080	0.02775011
4. PG	0.256203053	0.144376394	1.77455	0.07597231
5. PY	-1.212592461	0.275834808	-4.39608	0.00001102
6. PM	0.030959914	0.050133134	0.61755	0.53686941
7. RP	-4.382670347	2.904582246	-1.50888	0.13132907

BURKINA Estimation des Paramètres de la matrice de Passage

Covariance Model-Concentrated Likelihood - Estimation by BFGS
 Convergence in 16 Iterations. Final criterion was 0.0000008 < 0.0000100
 Observations 26
 Log Likelihood 284.07722896
 Log Likelihood Unrestricted 289.74817731
 Chi-Squared(3) 11.34189670
 Significance Level 0.01001374

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif

1. YG	-0.546092762	0.378645614	-1.44223	0.14923847
2. MG	-0.199672098	0.313316708	-0.63729	0.52393910
3. MY	0.123395128	0.157749907	0.78222	0.43408531
4. PG	-0.035053483	0.089710531	-0.39074	0.69598951
5. PY	-0.091107176	0.045208249	-2.01528	0.04387556
6. PM	-0.282606288	0.056676040	-4.98634	0.00000062
7. RP	-8.860758915	5.485877931	-1.61519	0.10626862

TOGO Estimation des Paramètres de la matrice de Passage

Covariance Model-Concentrated Likelihood - Estimation by BFGS
 Convergence in 18 Iterations. Final criterion was 0.0000019 < 0.0000100
 Observations 26
 Log Likelihood 274.61172575
 Log Likelihood Unrestricted 293.34410630
 Chi-Squared(3) 37.46476109
 Significance Level 3.66895221e-08

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif

1. YG	-0.471621455	0.141196482	-3.34018	0.00083725
2. MG	0.391919727	0.500771345	0.78263	0.43384319
3. MY	-1.568229825	0.603458899	-2.59874	0.00935679
4. PG	0.011535130	0.077174070	0.14947	0.88118358
5. PY	-0.759674831	0.104288587	-7.28435	0.00000000
6. PM	0.061512575	0.030637258	2.00777	0.04466771
7. RP	-6.750453489	3.439516593	-1.96262	0.04969070

3) Décomposition de la variance covariance des erreurs de prévision

Côte d'Ivoire	Variance des erreurs de prévisions de la série Importations				
	DP	PIB	IMP	PRX	INT
1	0,81161185	47,1566347	52,0317534	0	0
2	0,9162147	46,290799	51,0987506	0,78570503	0,90853072
3	31,9178634	25,5083376	22,0740545	10,5424762	9,95726839
4	31,528095	23,522441	19,6285248	12,5383906	12,7825486
5	30,8843291	23,1625993	20,8466875	12,720805	12,3855791
6	30,5519915	23,0485612	21,1160987	12,9035154	12,3798333
7	30,0443407	23,5080474	20,7038642	13,5519935	12,1917541
8	30,1700127	23,3503917	20,5651164	13,7888221	12,1256571
9	29,9680029	23,0294344	21,0445851	13,9758927	11,9820848
10	29,7412291	22,7769649	20,8509667	13,9284328	12,7024065
11	29,724154	22,9935739	20,8444867	13,827051	12,6107343
12	29,7266767	23,0277258	20,8226029	13,8263049	12,5966897
13	29,7240619	23,1233945	20,7802519	13,8007421	12,5715496
14	29,7338904	23,1196204	20,7759238	13,7966753	12,5738901

SENEGAL	Variance des erreurs de prévision de la série Importations				
	DP	PIB	IMP	PRX	INT
1	4,53528264	14,6401457	80,8245717	0	0
2	5,45910602	13,1762596	81,0335499	0,01080253	0,32028198
3	8,48391248	15,8701356	73,993471	0,03318837	1,61929254
4	8,19045285	16,3078238	71,4032743	2,3048481	1,79360101
5	12,4715671	14,4940429	60,9679752	6,43075766	5,63565715
6	13,3268797	13,8775597	57,391853	10,1374704	5,26623726
7	13,4285203	14,1277714	57,1817407	9,99324917	5,26871831
8	13,4728138	14,1406794	56,3128278	10,8308445	5,24283447
9	13,4474244	14,0214613	55,8954251	11,4310774	5,20461183
10	13,7524211	14,0081661	55,5163543	11,3261076	5,39695091
11	14,1615248	13,9155438	55,1077993	11,4924182	5,3227139
12	14,4330437	13,8388133	54,7794682	11,4858471	5,46282763
13	14,37472	13,7621587	54,5019069	11,9057329	5,45548142
14	14,3317172	13,7347297	54,35936	12,0254368	5,54875615

	BURKINA Variance des erreurs de prévision de la série Importations				
	DP	PIB	IMP	PRX	INT
1	0,75165437	2,36898586	96,8793598	0	0
2	3,54199088	1,78238679	71,9420543	19,1810159	3,55255217
3	15,2347226	3,66219163	45,4494765	24,0205436	11,6330657
4	25,2818203	3,06457846	40,818693	20,0443738	10,7905343
5	24,1330143	5,35332495	38,455041	18,7155063	13,3431135
6	22,8603184	9,8483801	36,8625412	17,7820382	12,6467222
7	21,226664	10,1351352	35,1597283	17,7607598	15,7177126
8	21,0677295	10,0506542	35,7169906	17,6015053	15,5631205
9	21,0235197	10,2108394	35,6474734	17,619503	15,4986646
10	21,0878136	10,3103382	35,4410966	17,5518392	15,6089124
11	21,0405903	10,2318629	35,3364043	17,7190694	15,6720731
12	21,0259207	10,2228706	35,380625	17,7049249	15,6656587
13	20,968284	10,4578842	35,255688	17,672917	15,6452269
14	20,969023	10,4792119	35,2441555	17,6669929	15,6406167

	TOGO Variance des erreurs de prévision de la série Importations				
	DP	PIB	IMP	PRX	INT
1	2,14879106	20,4772375	77,3739715	0	0
2	1,3986252	9,48946504	78,6150952	10,3697338	0,12708073
3	1,69537616	8,97279721	74,1706253	14,7204445	0,44075687
4	4,24241919	16,0734775	65,9674956	13,1940484	0,52255925
5	10,1800682	19,7232203	57,8978074	11,6390113	0,55989281
6	10,1160701	19,8495003	57,8715606	11,5622324	0,60063663
7	9,96764821	19,9400036	57,6799854	11,5481337	0,86422907
8	10,2363085	19,8494227	56,7954595	10,8786595	2,24014979
9	10,2874292	20,4120014	56,051089	10,7043012	2,54517912
10	10,1096018	20,5328891	55,228565	10,927328	3,2016161
11	10,1097217	20,455421	55,2446261	10,8803209	3,30991036
12	10,0762156	20,3843096	55,2843147	10,8503552	3,40480493
13	10,0978928	20,4327824	55,2542156	10,8155113	3,39959779
14	10,0899375	20,4894314	55,1983921	10,8252815	3,39695746

4) Décomposition de Choleski de la variance des erreurs de prévisions des Importations.

Burkina	Décomposition de Choleski de la variance des erreurs de prévision des importations					
	DP	PIB	IMP	PRX	INT	
1	0.744867	0.000000	99.25513	0.000000	0.000000	
2	4.271399	3.020690	79.44549	12.85625	0.406162	
3	18.26267	8.050001	58.96772	11.75675	2.962862	
4	28.31388	6.584992	52.22668	9.501958	3.372493	
5	26.43844	8.739687	48.74330	8.539117	7.539454	
6	25.03338	11.91145	47.21682	8.502461	7.335889	
7	23.30007	11.40193	46.46411	8.935591	9.898298	
8	23.13367	11.29293	46.86539	8.883866	9.824145	
9	23.07793	11.53789	46.71242	8.852441	9.819316	
10	23.14705	11.62454	46.36505	8.813804	10.04956	
Côte d'Ivoire	Décomposition de Choleski de la variance des erreurs de prévision des importations					
	DP	PIB	IMP	PRX	INT	
1	0.802515	47.25237	51.94511	0.000000	0.000000	
2	0.786322	45.71125	51.61088	1.427910	0.463639	
3	26.63169	22.35352	24.80172	20.47622	5.736846	
4	27.08544	20.87566	23.47776	20.72924	7.831894	
5	25.73493	22.09577	24.17728	20.63217	7.359847	
6	25.43464	21.86122	24.45165	20.90662	7.345861	
7	25.05067	22.25849	24.02036	21.42184	7.248629	
8	25.28120	22.09258	23.83911	21.58383	7.203285	
9	25.19857	21.73856	24.34912	21.60732	7.106428	
10	24.98247	21.87408	24.17756	21.41539	7.550504	
Sénégal	Décomposition de Choleski de la variance des erreurs de prévision des importations					
	DP	PIB	IMP	PRX	INT	
1	4.553983	14.65199	80.79403	0.000000	0.000000	
2	6.251616	13.46951	80.17720	0.005423	0.096244	
3	7.683577	16.50016	75.03069	0.311127	0.474445	
4	7.430252	16.88420	72.01719	3.147148	0.521205	
5	8.805896	15.56118	63.14394	10.81681	1.672175	
6	10.02267	14.82358	59.17328	14.42298	1.557490	
7	10.09978	15.15233	58.88335	14.30143	1.563122	
8	10.14166	15.22281	58.09485	14.97950	1.561176	
9	10.16869	15.08814	57.67295	15.52116	1.549056	
10	10.33494	15.16633	57.36744	15.51745	1.613839	
Togo	Décomposition de Choleski de la variance des erreurs de prévisions des importations					
	DP	PIB	IMP	PRX	INT	
1	2.162335	20.43792	77.39974	0.000000	0.000000	
2	1.433300	10.06691	77.63913	10.82960	0.031057	
3	1.734539	9.222554	73.79253	15.14025	0.110129	
4	4.316965	16.01497	65.92584	13.61384	0.128385	
5	10.42215	19.56642	57.77359	12.09968	0.138169	
6	10.32610	19.70776	57.83572	11.98335	0.147081	
7	10.23718	20.10716	57.41639	12.02525	0.214021	
8	10.71159	21.34995	55.73332	11.63809	0.567044	
9	10.70884	21.48347	55.79131	11.37579	0.640596	
10	10.61824	21.54913	55.27733	11.74163	0.813664	

Bibliographie

Blanchard O. et Quah D. [1989] : “ The Dynamic Effect of Aggregate Demand and Supply Disturbances “ , *American Economic Review* (79), pp.655-673.

Blanchard O. et Perotti R. [2002] : «“An Empirical characterization of the dynamic effects on changes in government spending and taxes on output” , *Quarterly Journal of Economics* (117), pp.1329-1368.

Boccaro B. et Devarajan S. [1993] : “Determinants of Inflation Among Franc Zone in Africa” , *Policy Research Working Paper, WPS n° 1197*.

Buiter W., Corsetti G. et Rounini N. [1993] : “Excessive deficits : sense and nonsense in the Treaty of Maastricht” , *Economic Policy* (16), pp.57-100.

Buti M. et Sapir A. eds. [1998] : *Economic Policy in EMU : A Study by The European Commission Services* (Oxford : Clarendon Press).

Canzoneri M. et Mindford M. [1988] : “When International Policy Coordination Matters : an Empirical Analysis” , *Applied Economics* (20), pp.1137-1154.

Corsetti G. et Pesenti P. [2001] : “Welfare and Macroeconomic Interdependence “ , *Quarterly Journal of Economics* (116), pp.421-446.

Fleming J. M. [1962] : “Domestic Financial policy under fixed and floating exchange rates” , *IMF Staff papers* (9), pp.369-379.

Gros D. et Hozba A. [2001] : « Fiscal policy spillovers in the euro area : Where are they ?” *CEPS Working Document n° 176*.

Honohan P. [1992] : “Price and Monetary convergence in currency unions : the Franc Zone and Rand Zone” , *Journal of International Money and Finance* (11), pp.397-410

Kim S. et Roubini N. [2000] : “Exchange rate anomalies in the industrial countries : a solution with a structural VAR approach”, *Journal of Monetary Economics*,(48) pp.413-434.

Lane P. [2001] : “Money Shocks and the Current Account”, in Guillermo Calvo, Rudiger Dornbush and Maurice Obstfeld eds, *Money, Capital Mobility, and trade : Essays in Honor of Robert Mundell*. Cambridge, MA : MIT Press.

Mundell R.[1961] : “A Theory of Optimal Currency Areas”, *American Economic Review* (51), pp.509-517.

Obstfeld M. et Rogoff K. [1995 a] : « «Exchange Rate Dynamics Redux », *Journal of Political Economy* volume (103), n°3, pp. 624-660.

Sims C. [1980] : “Macroeconomics and Reality”, *Econometrica* (48), pp.1-48.

Shapiro M. et Watson M. [1988] : “Sources of Business Cycle Fluctuations”, NBER *Macroeconomics Annual* 3, pp.111-148.