

POLITIQUE BUDGÉTAIRE ET STABILITÉ MACROÉCONOMIQUE EN UNION ÉCONOMIQUE ET MONÉTAIRE LE CAS DE L'UEMOA¹

Mamadou Diop

CREM, Université de Rennes 1 (France)

Adama Diaw

GERSEG, Université Gaston Berger (Sénégal)

Cet article met en évidence les fonctions de réaction de l'activité économique des pays de l'UEMOA à la suite des chocs budgétaires à travers un modèle vectoriel autorégressif structurel (SVAR) à 2 décalages. Il montre ainsi comment les chocs de politique budgétaire se propagent dans l'activité économique des États de l'Union et tente à cet effet de ressortir ses mécanismes de transmission. Face au Pacte de convergence, de stabilité, de croissance et de solidarité adopté en 1999, cette étude apporte quelques réflexions pour l'amélioration de la stabilité macroéconomique dans la zone UEMOA et évalue, de ce fait, la capacité des finances publiques des États de l'Union à atténuer les chocs conjoncturels.

Mots clés : politique budgétaire, activité économique réelle, chocs budgétaires, Pacte de convergence, modèle SVAR, solde budgétaire de base, choc conjoncturel.

Les gouvernements de l'UEMOA ont entrepris, depuis la fin des années 1980, des réformes et des programmes économiques et financiers en vue d'instaurer un climat propice à un dynamisme

1. UEMOA : Union économique et monétaire ouest-africaine. Cette zone, créée en 1994, regroupe aujourd'hui huit pays : le Bénin, le Burkina Faso, la Côte d'Ivoire, la Guinée Bissau, le Mali, le Niger, le Sénégal et le Togo. Compte tenu de la disponibilité des données, l'étude est réalisée sur cinq pays de l'Union, à savoir le Bénin, le Burkina Faso, la Côte d'Ivoire, le Mali et le Sénégal. Pour la Guinée Bissau, le Niger et le Togo, il y avait beaucoup de données manquantes ; ce qui réduisait le nombre de degrés de liberté nécessaires dans l'estimation du modèle SVAR de ces pays.

économique. Cette volonté s'est traduite, en 1999, par l'adoption d'un Pacte de convergence, de stabilité, de croissance et de solidarité. Cependant, nonobstant les efforts et les progrès enregistrés, le taux d'évolution de l'activité réelle dans la zone reste en deçà du niveau minimal de 7 % requis pour la réalisation des Objectifs du Millénaire pour le Développement (OMD). Cette faiblesse du rythme de progression de l'activité conduit aujourd'hui à s'interroger sur les sources et les acteurs de la croissance à court terme dans la zone UEMOA afin d'élaborer des politiques économiques de relance. Au cœur de cette problématique, il est très souvent fait référence au rôle particulier que devraient jouer les autorités publiques, notamment à travers la politique budgétaire.

L'idée selon laquelle la politique budgétaire est un outil efficace de la politique économique pour stimuler l'activité réelle n'est pas confirmée empiriquement et ne fait pas l'unanimité au sein des économistes. En outre, la littérature théorique et empirique consacrée à la relation « Politique budgétaire et activité économique réelle » est tout aussi vaste que divergente.

Dans un monde de plus en plus marqué par une tendance à la libéralisation des échanges, où les nations s'unissent davantage pour assurer le dynamisme de leur secteur commercial, l'utilisation de la politique monétaire à des fins de régulation conjoncturelle apparaît très difficile, voire inefficace. Dès qu'un groupe de pays forme une Union économique et monétaire dans le cadre du processus d'intégration, la stabilisation de l'activité économique est dévolue à la politique budgétaire. Pour s'assurer de cette fonction de stabilisation de la politique des gouvernements, ce papier se propose d'analyser les réactions de l'activité économique à la suite des chocs de politique budgétaire, notamment des chocs de dépenses publiques et de recettes fiscales et d'identifier aussi leur mode de transmission dans les économies de l'UEMOA.

Compte tenu des délais de mise en œuvre des mesures de politique budgétaire et de la réaction de certaines variables macroéconomiques à la suite des chocs de politique budgétaire, nous utiliserons une technique VAR sous forme structurelle avec des contraintes de court terme, les données allant du premier trimestre de 1984 au quatrième trimestre de 2009.

Cet article procède, dans une première partie, à une présentation des faits stylisés en décrivant les facteurs d'expansion du budget des États de l'UEMOA ; puis, dans une deuxième partie, il expose la revue de la littérature sur la politique budgétaire avec l'approche des modèles SVAR. La troisième et dernière partie de ce papier est consacrée à l'analyse dynamique des chocs de politique budgétaire dans la zone UEMOA et de leur mécanisme de transmission.

1. Faits stylisés : les facteurs d'expansion budgétaire dans la zone UEMOA

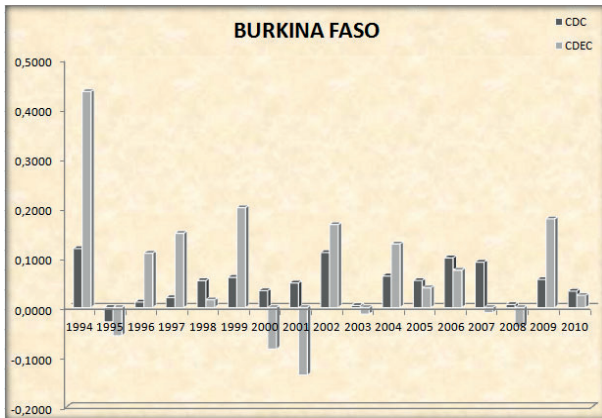
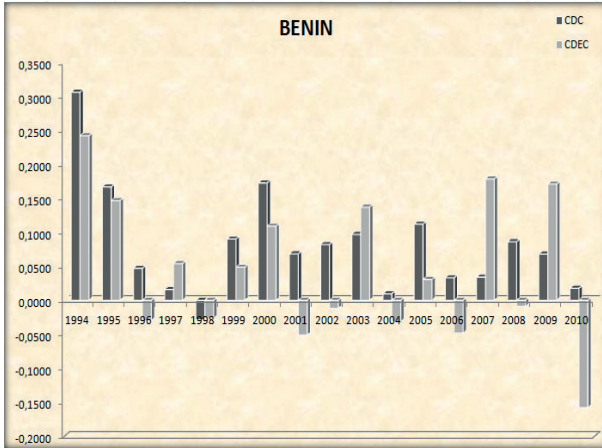
L'intérêt de cette partie réside dans le fait qu'elle permet de cibler les postes de dépenses qui sont à l'origine d'une croissance du budget des États de l'Union. En effet, pour mettre en évidence les problèmes de finances publiques, il apparaît capital d'identifier les dépenses qui alourdissent le budget de l'État et qu'il conviendrait de cibler éventuellement dans le cadre d'un programme d'ajustement structurel visant à rétablir les équilibres macroéconomiques qui auraient disparu.

Dans cette analyse, nous effectuerons un découpage en trois périodes : de 1994 à 1998, de 1999 à 2002 et de 2003 à 2007. En effet, dans les années quatre-vingt dix, l'histoire économique des États de l'Union a été marquée par deux événements majeurs :

- la signature du Traité de l'UEMOA et la dévaluation du Franc CFA en 1994
- l'entrée en vigueur du Pacte de convergence en 1999 qui a marqué une nouvelle étape dans le processus de convergence des politiques économiques des États de l'Union. Pour sa mise en œuvre, deux phases ont été distinguées : la phase de convergence qui concernait la période 1999-2002 et la phase de stabilité qui a démarré le 1^{er} janvier 2003.

Une question fondamentale se dégage dès lors : les pouvoirs publics s'impliquent-ils davantage dans l'économie en mettant l'accent sur leurs dépenses de consommation plutôt que sur leurs dépenses d'investissement ? Pour apporter des éléments de réponse précis, nous nous proposons d'analyser les facteurs d'expansion du budget des États de l'Union.

Graphique 1. Les facteurs à l'origine de l'expansion du budget des pays de l'UEMOA

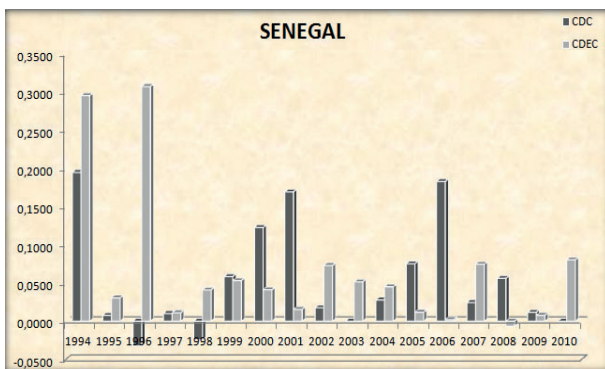
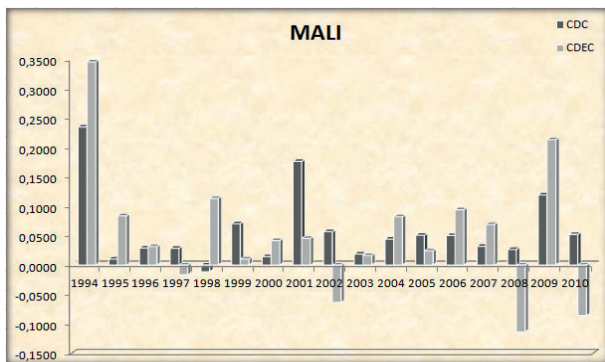
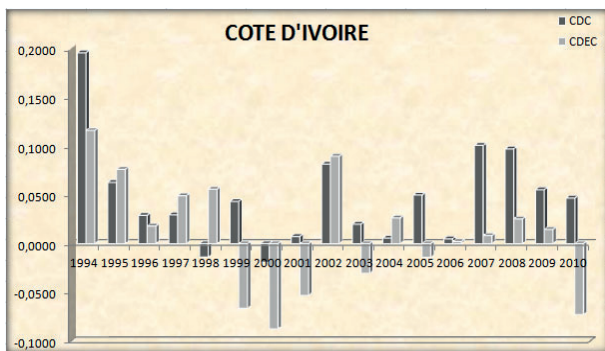


CDC = Contribution des dépenses courantes

CDEC = Contribution des dépenses en capital (ou des investissements publics)

Source : les données sont calculées par les auteurs à partir des comptes de finances publiques publiés par la Banque de France, Rapport sur la Zone Franc depuis 1993.

Graphique 1bis. Les facteurs à l'origine de l'expansion du budget des pays de l'UEMOA



CDC = Contribution des dépenses courantes

CDEC = Contribution des dépenses en capital (ou des investissements publics)

Source : les données sont calculées par les auteurs à partir des comptes de finances publiques publiés par la Banque de France, Rapport sur la Zone Franc depuis 1993.

Ces graphiques conduisent aux remarques suivantes :

— entre 1994 et 1998, la progression du budget est liée dans la plupart des pays de l'Union à l'instauration de programmes d'investissement public. C'est le cas notamment du Burkina Faso avec une contribution en moyenne des dépenses en capital de 68,5 %, de la Côte d'Ivoire (50,95%), du Mali (61,32 %) et du Sénégal (85,58 %). Ces programmes, qui étaient engagés juste après la dévaluation du Franc CFA, étaient destinés à relancer la croissance économique des États de l'Union et à encourager les investissements du secteur privé. Seuls le Bénin, le Niger et le Togo ont connu une progression de leur budget basée notamment sur les dépenses courantes de l'administration publique ; ces pays ayant opéré des coupes massives sur leurs investissements publics afin de rétablir le déséquilibre de leurs finances publiques ;

— avec l'introduction du Pacte de convergence en 1999, les tendances se sont fortement inversées dans les pays de l'Union. Hormis le Niger, on a assisté dans les États membres de l'Union, à une baisse considérable des investissements publics ; la croissance des budgets sur la période 1999 à 2003 étant liée à l'évolution importante des dépenses de consommation des gouvernements. En effet, le Pacte de stabilité avait imposé des règles en termes de solde budgétaire et de déficit commercial que les États devaient respecter durant la phase de convergence ; ce qui avait conduit les gouvernements à effectuer des coupes importantes dans leur niveau d'investissement afin de réaliser l'objectif de solde budgétaire de base équilibré. Le Bénin s'est retrouvé ainsi avec une contribution en moyenne des dépenses en capital public de l'ordre de 31,64 %, le Burkina Faso pour 30,68 %, le Mali pour 11,93 % et le Sénégal pour 46,3 % ; la Côte d'Ivoire ayant suspendu ses programmes d'investissement en raison de sa crise politique ;

— entre 2004 et 2007, des pays tels que le Burkina Faso, la Côte d'Ivoire, le Sénégal et le Togo ont vu leur budget évoluer à cause d'une extension de leur secteur public ; ce qui a gonflé leurs dépenses de consommation au profit de leurs investissements. Les salaires et autres dépenses courantes ont contribué en moyenne, durant cette période, à l'évolution du budget du Burkina Faso de 59 %, de la Côte d'Ivoire pour 97 %, du Sénégal pour 55 % et du Togo pour 84 %. Le Bénin, le Mali et le Niger ont, quant à eux, présenté un budget en expansion dû surtout à la croissance de leurs

dépenses en capital public ; ce qui était conforme aux recommandations formulées dans le cadre de la réduction de la pauvreté.

Ces contre-performances réalisées ainsi ces dernières années dans quelques États de l'Union sont globalement imputables à un assainissement insuffisant des finances publiques et à un arbitrage budgétaire généralement défavorable aux dépenses d'investissement privé. Il faut cependant retenir qu'une concentration exclusive sur les dépenses de consommation publique ne peut retracer réellement l'originalité de l'État dans le processus de création de richesses et risque d'altérer le potentiel d'offre de l'économie.

Afin de mieux comprendre les interrelations entre chocs budgétaires et activité économique à court terme, nous abordons dans la partie suivante, les points de vue sur la spécification SVAR dans la littérature empirique relative à la politique budgétaire.

2. Une revue empirique de la littérature

La relation *politique budgétaire et activité économique réelle* occupe aujourd'hui une place importante dans le débat économique. Elle a fait l'objet de beaucoup de controverses dans la littérature empirique et l'étude de cette relation a cependant pris un nouvel élan à la suite des travaux développés par Blanchard et Perotti (2002), puis Perotti (2002).

- Blanchard et Perotti (2002), à travers un SVAR, simulent un choc de dépenses publiques sur l'économie américaine et trouvent une réaction positive de la consommation privée et du PIB américain (le multiplicateur étant de 0,9 ou 1,29 selon la méthode d'estimation). En revanche, un choc de recettes fiscales cause négativement la consommation privée et le PIB des USA. Ils affirment également que les investissements privés et les importations réagissent négativement à la suite d'un choc sur les dépenses publiques.

- Sur des données trimestrielles allant de 1961 à 2001, Perotti (2002) montre les effets de la politique budgétaire dans cinq pays de l'OCDE, en particulier, les États-Unis, le Canada, l'Allemagne, l'Australie et le Royaume-Uni. Il estime ainsi un modèle SVAR incluant cinq variables : dépenses publiques, recettes fiscales, PIB,

taux d'intérêt, IHPC. De ces travaux, découlent les résultats suivants :

- un choc sur les dépenses publiques a un effet positif sur la croissance du PIB de 0,4 pour le Canada, le Royaume-Uni, l'Australie et 1,2 pour les États-Unis et l'Allemagne ;
- un choc sur les recettes fiscales affecte négativement la croissance économique des États-Unis (-0,3) et du Canada (-0,1). En revanche, pour l'Allemagne, l'Australie et le Royaume Uni, la réaction du PIB est instantanée et significativement positive ;
- les chocs sur les dépenses publiques n'influencent pas les investissements privés ;
- les chocs budgétaires n'impactent pas le taux d'intérêt réel dans tous les pays de l'échantillon.

■ Biau et Gérard (2004), à l'aide de données trimestrielles sur la période 1978T1-2003T4 ont montré qu'un choc structurel de dépenses publiques en France impacte positivement à court terme la demande globale (1,4 euro) en France en raison des effets positifs du choc sur la demande privée, notamment sur la consommation et l'investissement privé. L'effet va en décroissant et retrouve ainsi à partir de la deuxième année son niveau d'équilibre de long terme en raison de l'ajustement de l'activité économique à la hausse des prix. Cependant, l'activité économique réagit négativement à la suite d'un choc structurel des recettes fiscales ; cela s'explique par la contraction des dépenses de consommation privée qui en résulte. Cet effet s'estompe rapidement à partir du deuxième trimestre pour reprendre son niveau de long terme.

D'autres travaux basés sur les modèles VAR structurels ont cependant montré des effets très faibles, voire négatifs des chocs de politique budgétaire sur les fluctuations de l'activité économique réelle.

■ Mihov et Fatas (2001) procèdent à une comparaison des résultats d'un modèle VAR estimé pour les États-unis aux prévisions d'un modèle néo-classique. Il découle de leur étude que toute augmentation des dépenses de consommation de l'État financée par une hausse des impôts implique une réduction de la consommation des ménages en raison de la diminution de leur revenu. Par contre, leur modèle VAR atteste qu'un choc sur les dépenses

publiques globales encourage les investissements du secteur privé et favorise le niveau d'emploi.

- Mountford et Uhlig (2002), en utilisant une modélisation SVAR, trouvent qu'un choc sur les recettes fiscales a des effets négatifs sur la consommation privée et le PIB américain, tandis qu'un choc des dépenses publiques ne réduit pas la consommation aux États-Unis, mais entraîne un effet d'éviction de l'investissement privé.

- Badinger (2006) fournit dans son analyse une évaluation des effets de la politique budgétaire discrétionnaire en Autriche au cours de la période 1983T1 à 2002T4. Il montre que les chocs fiscaux entraînent un effet négatif sur le PIB, la consommation et l'investissement. Les chocs de dépenses publiques ont un effet positif sur la production et sur la consommation privée, mais diminuent dans une large mesure, après quelques années, entraînant une réponse cumulée proche de zéro. Ces résultats sont difficiles à concilier avec la prédiction néo-classique que les dépenses publiques affectent négativement la consommation privée. En outre, les chocs fiscaux ont des effets plus importants que les chocs de dépenses dans certaines spécifications. Cela pourrait être dû au fait que les taxes ne touchent pas seulement la production par l'intermédiaire de l'effet de revenu, mais aussi par les prix de distorsion, un point souligné dans les modèles néo-classiques.

- Afonso et Sousa (2009), à partir d'un VAR Structurel de type bayésien, analysent les données empiriques des États-Unis, du Royaume-Uni, de l'Allemagne et de l'Italie, respectivement pour les périodes 1970T3-2007T4, 1964T2-2007T4, 1980T3-2006T4 et 1986T2-2004T4. Les résultats de cet article peuvent être résumés comme suit : les chocs de dépenses du gouvernement ont, en général, un faible effet sur le PIB mais ne se traduisent pas par des effets significatifs sur la consommation privée. Ils impactent les investissements privés et n'ont pas d'incidence significative sur le niveau des prix et le coût moyen de refinancement de la dette. Aussi, ils entraînent un impact positif, mais faible, sur les agrégats monétaires. D'autre part, les chocs des recettes publiques ont un effet positif (bien que décalé) sur le PIB et l'investissement privé, à la suite de la consolidation budgétaire ; mais ils n'ont pas d'impact sur le niveau des prix.

■ Selon Reinhart (2010), l'utilisation importante des mesures budgétaires pour contrer la crise financière mondiale 2007-2009 a davantage relancé le débat sur la taille du multiplicateur budgétaire. L'état des finances publiques est plutôt estimé à l'aide du stock de la dette publique en cours et/ou de la taille des déficits budgétaires.

■ Pour Corsetti *et al.* (2012), un choc global sur les dépenses publiques provoque une hausse de la dette qui induit, au fil du temps, une réduction systématique des dépenses futures du gouvernement. Cela s'explique par le fait que les taux d'intérêt réels ne parviennent pas à augmenter en réponse à des dépenses publiques plus élevées.

La revue de la littérature que nous avons effectuée dans cette partie a montré que les réponses du PIB à la suite de chocs de court terme de politique budgétaire peuvent être positives comme négatives selon le pays considéré. En outre, trois canaux de transmission ont été identifiés : le canal des dépenses de consommation publique, le canal des investissements et celui du taux d'inflation. Dans la partie suivante, nous allons évaluer l'impact à court terme des chocs de politique budgétaire sur les fluctuations de l'activité économique réelle des États de l'Union, puis identifier les principaux canaux de transmission de cette politique.

3. Méthodologie et estimation

Cette dernière partie tente de répondre aux questions suivantes :

- quelle est la réaction de l'activité économique et du taux d'inflation des États de l'UEMOA à la suite d'un choc dynamique de politique budgétaire et de ses composantes ?
- la politique budgétaire des gouvernements de l'Union encourage-t-elle les activités du secteur privé ?

Dans une première partie, nous présentons le cadre méthodologique, puis l'estimation et l'analyse des fonctions de réponse impulsionnelle seront décrites dans une deuxième partie. En dernier lieu, nous mettrons en évidence l'étude de la sensibilité de l'activité économique et du taux d'inflation à travers une décomposition de la variance de l'erreur de prévision de ces variables.

3.1. Cadre méthodologique

Nous présentons ici la spécification du modèle puis l'identification des contraintes de court terme.

3.1.1. Spécification du modèle VAR structurel

Après l'étude de la stationnarité des séries, il est possible d'écrire la forme structurelle théorique dynamique du modèle sous la forme suivante :

$$A Y_t = B_1 Y_{t-1} + B_2 Y_{t-2} + B_3 Y_{t-3} + \dots + B_p Y_{t-p} + U_t \quad (1)$$

où

A constitue la matrice (4x4) des relations de simultanéité entre les variables de notre économie ; Y_t est notre vecteur de variables endogènes² composé du taux de croissance de la production (Y), du taux d'inflation (INF), du taux de pression fiscale (RF), et de celui des dépenses publiques (G) ; B_i la matrice (4x4) associée au décalage ; U_t le vecteur des résidus structurels de type iid $N(0, \pi)$ avec π une matrice (nxn) diagonale.

Cette hypothèse implique que les résidus du modèle sont indépendants les uns des autres et qu'on peut les considérer comme des chocs structurels orthogonaux deux à deux.

La forme réduite du modèle ci-dessus est donnée par :

$$Y_t = A^{-1} B_1 Y_{t-1} + A^{-1} B_2 Y_{t-2} + A^{-1} B_3 Y_{t-3} + \dots + A^{-1} B_p Y_{t-p} + A^{-1} U_t$$

$$Y_t = C_1 Y_{t-1} + C_2 Y_{t-2} + C_3 Y_{t-3} + \dots + C_p Y_{t-p} + A^{-1} U_t \quad (2)$$

Cette dernière écriture de la forme structurelle constitue le modèle VAR structurel sous sa forme générale. Pour son estimation, il est nécessaire de déterminer le nombre optimal de décalages, d'évaluer les paramètres du VAR standard, de définir les contraintes identifiantes, et de procéder ensuite à la décomposition de Choleski de la matrice de variance-covariance des innovations du VAR standard estimé.

a) L'estimation des retards par les critères d'information³

Les décalages proposés par les critères d'information sont : $p = 2$, $p = 5$ et $p = 6$. Ces retards n'indiquent en rien sur la normalité des

2. Toutes les variables sont stationnaires en différence première, les variables étant au début de l'étude sous forme logarithmique. Elles sont donc en taux de croissance dans le VAR.

3. Les résultats de cette technique sont reportés en annexe 1.

résidus et sur leur non-autocorrélation. Pour cette raison, nous complétons cette analyse par l'examen des propriétés statistiques des résidus, plus particulièrement par des tests de normalité et de non-autocorrélation des innovations du VAR estimé. Lorsque le décalage retenu génère des résidus de type « bruit blanc », nous pouvons considérer que les retards ainsi définis sont optimaux.

b) L'analyse des propriétés statistiques des résidus

→ **Le test d'autocorrélation de Box-Pierce**⁴ montre de façon générale que les résidus des quatre équations du VAR standard sont non-autocorrélés au seuil de 5 % et donc, il n'existe pas un problème de dynamique dans les estimations. Autrement dit, le VAR à 2 décalages capte bien les dynamiques de notre économie formée par le vecteur Y_t .

→ **Test de normalité conjointe des résidus**

En récupérant les résidus du VAR (2) estimé sur les 4 variables, on note que l'hypothèse de normalité conjointe est rejetée puisque la Prob est nulle. Un diagnostic des résidus par une représentation graphique a permis de déceler l'existence de points aberrants sur la période 1992-1994 ; ce qui conduit à l'introduction d'une « dummy palier » (notée « DUMMY » dans l'estimation) considérée comme variable déterministe.

Le test de normalité conjointe sur les résidus du nouveau modèle avec prise en compte de la « dummy palier » donne le résultat suivant : Prob = 0.1610 > 5 %. On accepte l'hypothèse H_0 de normalité conjointe des résidus du VAR standard (avec présence de « dummy » dans l'estimation).

Les résidus du VAR(2) avec 4 variables, étant non-autocorrélés et normaux, suivent alors un processus « bruit blanc ». Nous considérons, pour le Bénin, que le décalage optimal est égal à 2 et par conséquent, nous pouvons passer à l'écriture du modèle VAR standard et du modèle VAR structurel à 2 décalages.

L'écriture du modèle VAR structurel à deux décalages est donnée par :

$$Y_t = C_1 Y_{t-1} + C_2 Y_{t-2} + A^{-1} U_t \quad (3)$$

4. Le test de Box-Pierce (fourni en annexe) est réalisé ici par paquet de 4 périodes. Cf. annexe 2.

Le modèle VAR standard à 2 retards s'écrit comme suit :

$$Y_t = \Phi_1 Y_{t-1} + \Phi_2 Y_{t-2} + \varepsilon_t \quad (4)$$

avec $\text{var}(\varepsilon_t) = \hat{\Sigma}$ qui est la matrice de variance-covariance des innovations du VAR standard estimé.

Pour pouvoir analyser les effets dynamiques à court terme des chocs de politique budgétaire, il faudrait tout d'abord estimer le VAR standard, procéder à l'identification des contraintes de simultanéité de court terme.

3.1.2. L'identification des contraintes de court terme

Pour pouvoir estimer le SVAR, nous introduisons donc 6 contraintes de court terme qui sont liées notamment à des phénomènes d'ajustement lent sur certaines variables budgétaires. Ces ajustements concernent des effets de diffusion de certaines mesures budgétaires portant sur les recettes fiscales et à l'existence de délais de réaction de l'activité économique à la suite d'une modification des dépenses publiques. En intégrant les problèmes d'adoption et de mise en œuvre des décisions de politique budgétaire dans notre système, on peut poser :

- les chocs de dépenses publiques n'ont pas d'effet instantané sur la production, les prix et les recettes fiscales (3 contraintes à imposer sur les chocs de dépenses publiques) ;
- la production et le taux d'inflation ne réagissent pas instantanément à un choc sur les recettes fiscales (2 contraintes à imposer sur les chocs de recettes fiscales) ;
- la production ne varie pas de façon instantanée à un choc sur les prix (1 contrainte à introduire sur les chocs de prix).

Nous incorporons les contraintes définies ci-dessus sous une forme triangulaire ; ce qui justifie d'ailleurs la méthodologie de Choleski afin de pouvoir remonter à la forme structurelle.

3.2. Estimation du VAR structurel et analyse de la propagation des chocs budgétaires

Après s'être assuré de la normalité des chocs structurels et de leur non-corrélation⁵, nous donnons la matrice des relations de

5. Les intervalles de confiance dans l'analyse des fonctions de réponse sont déterminés par la méthode de Monte Carlo puisque les résidus sont normaux et en plus, non-autocorrélés. Aussi, dans cette partie, nous ne commentons que les fonctions de réponse cumulées (ou les effets totaux).

simultanéité associée aux différents chocs et elle s'écrit sous la forme suivante :

$$\begin{bmatrix} y \\ \text{inf} \\ rf \\ g \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0.1703 & 1 & 0 & 0 \\ 0.1401 & -0.59 & 1 & 0 \\ 0.4219 & 0.0694 & -0.5183 & 1 \end{bmatrix} \times \begin{bmatrix} \varepsilon_y \\ \varepsilon_{\text{inf}} \\ \varepsilon_{rf} \\ \varepsilon_g \end{bmatrix}$$

Il est possible à présent, d'analyser les fonctions de réponse impulsionnelle sous la forme d'un tracé permettant de visualiser les effets instantanés et dynamiques associés aux chocs d'innovations sur les variables du vecteur Y_t .

On se propose, dans cette partie, d'analyser le mode de diffusion des chocs de politique budgétaire dans le système économique des États de l'Union en évaluant d'abord ses effets dynamiques sur la production et sur le taux d'inflation, puis en décelant les éventuelles interactions qui pourraient exister entre les recettes fiscales et la production.

Nous résumons, sous forme de tableaux, les multiplicateurs cumulés (ou les effets totaux) à la suite des chocs budgétaires dans les cinq pays de l'étude.

3.2.1. Impact des chocs budgétaires sur l'activité économique

→ Réponse de la production à la suite d'un choc sur les dépenses publiques globales

Pays	Multiplicateur total à la fin de la 1 ^{re} année	Multiplicateur total à la fin de la 2 ^e année	Délai d'absorption du choc
Bénin	4 ^e T = -0.32	7 ^e T = -1.23	8 ^e T
Burkina Faso	4 ^e T = +0.80	6 ^e T = +0.92	7 ^e T
Côte d'Ivoire	4 ^e T = -0.37	8 ^e T = -0.22	8 ^e T
Mali	4 ^e T = -1.86	8 ^e T = -1.39	9 ^e T
Sénégal	4 ^e T = +0.58	8 ^e T = +0.33	8 ^e T

T = Trimestre.

Source : Les données sont calculées par les auteurs avec le logiciel RATS.

→ Réponse de la production à la suite d'un choc sur le taux de pression fiscale

Pays	Multiplicateur total à la fin de la 1 ^{re} année	Multiplicateur total à la fin de la 2 ^e année	Délai d'absorption du choc
Bénin	4 ^e T = -1.52	6 ^e T = -1.67 8 ^e T = -2.25	Entre 9 ^e T et 10 ^e T
Burkina Faso	4 ^e T = -0.75	8 ^e T = -0.84	9 ^e T
Côte d'Ivoire	4 ^e T = -2.93	6 ^e T = -3.43	7 ^e T
Mali	4 ^e T = -1.25	6 ^e T = -1.48	7 ^e T
Sénégal	4 ^e T = -1.85	5 ^e T = -2.06 8 ^e T = -1.22	9 ^e T

→ Réponse de la production à la suite d'un choc sur les investissements publics

Pays	Multiplicateur total à la fin de la 1 ^{re} année	Multiplicateur total à la fin de la 2 ^e année	Délai d'absorption du choc
Bénin	4 ^e T = -1.07	6 ^e T = -1.16 8 ^e T = -1.04	9 ^e T
Burkina Faso	4 ^e T = -2.23	5 ^e T = -2.48 8 ^e T = -1.89	9 ^e T
Côte d'Ivoire	2 ^e T = +0.05 4 ^e T = +0.02	6 ^e T = -0.12 10 ^e T = -0.34	10 ^e T
Mali	4 ^e T = -2.55	6 ^e T = -2.85 10 ^e T = -1.92	10 ^e T
Sénégal	4 ^e T = +0.19	8 ^e T = -0.38	9 ^e T

→ Réponse de la production à la suite d'un choc sur les dépenses de consommation publique

Pays	Multiplicateur total à la fin de la 1 ^{re} année	Multiplicateur total à la fin de la 2 ^e année	Délai d'absorption du choc
Bénin	4 ^e T = -1.97	7 ^e T = -2.12	8 ^e T
Burkina Faso	4 ^e T = +0.85	6 ^e T = +0.93	7 ^e T
Côte d'Ivoire	4 ^e T = -0.38	8 ^e T = +0.08	9 ^e T
Mali	4 ^e T = -2.4	5 ^e T = -2.85 8 ^e T = -2.60	10 ^e T
Sénégal	4 ^e T = +0.63	—	5 ^e T

Source : Les données sont calculées par les auteurs avec le logiciel RATS.

3.2.2. Analyse des canaux de transmission

→ Réponse des investissements privés à la suite d'un choc sur les dépenses en capital public

Pays	Multiplicateur total à la fin de la 1 ^{re} année	Multiplicateur total à la fin de la 2 ^e année	Délai d'absorption du choc
Bénin	4 ^e T = +0.02	8 ^e T = +0.008	8 ^e T
Burkina Faso	4 ^e T = -0.10	8 ^e T = -0.120	8 ^e T
Côte d'Ivoire	4 ^e T = -0.04	5 ^e T = -0.043	6 ^e T
Mali	4 ^e T = +0.024	—	5 ^e T
Sénégal	4 ^e T = +0.05	5 ^e T = +0.070	6 ^e T

→ Réponse de la consommation privée à la suite d'un choc sur les dépenses de consommation publique

Pays	Multiplicateur total à la fin de la 1 ^{re} année	Multiplicateur total à la fin de la 2 ^e année	Délai d'absorption du choc
Bénin	4 ^e T = -0.11	8 ^e T = -0.18	10 ^e T
Burkina Faso	4 ^e T = -0.71	—	5 ^e T
Côte d'Ivoire	4 ^e T = -0.20	5 ^e T = -0.24	6 ^e T
Mali	4 ^e T = -0.28	6 ^e T = -0.37	7 ^e T
Sénégal	4 ^e T = -0.07	5 ^e T = +0.12	6 ^e T

→ Réponse du taux d'inflation à la suite d'un choc sur les dépenses publiques globales

Pays	Multiplicateur total à la fin de la 1 ^{re} année	Multiplicateur total à la fin de la 2 ^e année	Délai d'absorption du choc
Bénin	4 ^e T = -0.40	7 ^e T = -2.14	8 ^e T
Burkina Faso	4 ^e T = -0.53	7 ^e T = +0.55	8 ^e T
Côte d'Ivoire	4 ^e T = +0.07	—	5 ^e T
Mali	4 ^e T = -1.85	10 ^e T = -1.60	11 ^e T
Sénégal	4 ^e T = +0.33	8 ^e T = +0.25	9 ^e T

Source : Les données sont calculées par les auteurs avec le logiciel RATS.

→ Réponse du taux d'inflation à la suite d'un choc sur les investissements publics

Pays	Multiplicateur total à la fin de la 1 ^{re} année	Multiplicateur total à la fin de la 2 ^e année	Délai d'absorption du choc
Bénin	4 ^e T = -0.82	6 ^e T = -1.07	7 ^e T
Burkina Faso	4 ^e T = -1.3	5 ^e T = -1.59 8 ^e T = -1.01	9 ^e T
Côte d'Ivoire	4 ^e T = -0.35	7 ^e T = -0.47	8 ^e T
Mali	4 ^e T = -1.12	5 ^e T = -1.25	7 ^e T
Sénégal	4 ^e T = -0.85	8 ^e T = -1.5	9 ^e T

→ Réponse du taux d'inflation à la suite d'un choc sur les dépenses de consommation publique

Pays	Multiplicateur total à la fin de la 1 ^{re} année	Multiplicateur total à la fin de la 2 ^e année	Délai d'absorption du choc
Bénin	4 ^e T = -0.03	8 ^e T = -1.65	10 ^e T
Burkina Faso	4 ^e T = -0.57	5 ^e T = -0.62	6 ^e T
Côte d'Ivoire	4 ^e T = -0.42	6 ^e T = +0.48	7 ^e T
Mali	4 ^e T = -2.23	8 ^e T = -1.81	9 ^e T
Sénégal	4 ^e T = +0.86	—	5 ^e T

Source : Les données sont calculées par les auteurs avec le logiciel RATS.

Il découle de l'estimation des modèles SVAR dynamiques que les économies de l'Union ne semblent pas être résilientes en raison de leur difficulté à revenir rapidement vers l'équilibre après un choc budgétaire.

À la suite d'un choc des dépenses publiques totales sur la production, les délais suivants ont été observés : 7 trimestres pour le Burkina Faso, 8 trimestres pour le Bénin, la Côte d'Ivoire, le Sénégal et 9 trimestres pour le Mali. En effet, plus les chocs mettent du temps à se résorber, plus la croissance de l'activité économique fait preuve d'inertie et plus l'économie accumule des déséquilibres importants : l'étendue temporelle des chocs mesure ici la durée de l'instabilité qui entraîne cependant une perte de bien-être macroéconomique⁶.

6. Lucas R. E. (2003), « Macroeconomic Priorities », *American Review*, mars, pp. 1-14.

La décomposition des dépenses publiques totales en dépenses en capital et en dépenses de consommation a été d'une grande utilité dans la mesure où elle permet de réduire les risques de dégradation de tout instrument budgétaire susceptible d'influencer positivement l'évolution de l'activité économique à court terme et n'entraînant pas de pressions inflationnistes. L'estimation par la technique SVAR montre bien que les chocs sur les dépenses en capital public ne conduisent pas à des tensions inflationnistes et influencent positivement les investissements du secteur privé au Bénin (+0,02 à la fin du 4^e trimestre), au Mali (+0,024 à la fin du 4^e trimestre) et au Sénégal (0,86 à la fin du 4^e trimestre). La maîtrise de l'évolution des dépenses de consommation publique apparaît importante puisque ces dépenses sont très sensibles à l'inflation dans les États comme la Côte d'Ivoire (+0,48 à la fin du 6^e trimestre) et le Sénégal (+0,86 à la fin du 4^e trimestre).

Il faut aussi souligner que les chocs sur le taux de pression fiscale ne comportent que des effets négatifs sur l'activité économique des États de l'Union et aussi sur la consommation privée des ménages ; d'où un contrôle strict de son évolution afin de ne pas créer des distorsions dans les économies de la zone.

Pour déterminer les contributions de chacune des innovations budgétaires à la variance de l'erreur de prévision de la production et du taux d'inflation, nous allons passer à l'analyse de la décomposition de la variance.

3.3. La décomposition de la variance de l'erreur

Dans le tableau qui suit, nous résumons les résultats de l'analyse de la décomposition de la variance de la production à la suite des chocs budgétaires.

De manière générale, il ressort de la décomposition de la variance que l'activité économique réelle des pays de l'Union est plus sensible aux variations des dépenses de consommation publique qu'aux variations des dépenses en capital. Tel est le cas notamment au Mali (37 % pour les dépenses de consommation), au Bénin (24 %), au Burkina Faso (13 %) et au Sénégal (10 %). En Côte d'Ivoire, l'activité économique ne varie de façon significative aux chocs sur les dépenses de consommation publique, ni aux chocs sur les investissements ; ce qui corrobore les résultats de

l'analyse des fonctions de réponse. Un fait aussi marquant dans cette analyse a été la forte sensibilité du taux de pression fiscale dans deux pays de l'Union : le Sénégal et la Côte d'Ivoire.

Présentation des résultats de la décomposition de la variance

En %

Pays	Chocs de dépenses publiques globales	Chocs sur les dépenses de consommation publique	Chocs sur les investissements publics	Chocs sur le taux de pression fiscale
Bénin	16	24	24	1
Burkina Faso	10	13	1.5	3
Cote D'ivoire	—	—	—	34
Mali	22	37	3	9
Sénégal	7	10	5	60

Source : Les données sont calculées par les auteurs avec le logiciel RATS.

4. Conclusion

La désagrégation des dépenses publiques totales a permis de mieux cerner l'impact dynamique des chocs budgétaires sur l'activité économique réelle des États de l'UEMOA. En effet, les estimations révèlent que les chocs sur les dépenses en capital impactent positivement la production de la Côte d'Ivoire (+0,02 au 4^e trimestre), du Sénégal (+0,19 au 4^e trimestre) tandis que les chocs sur les dépenses de consommation publique influencent l'activité économique du Burkina Faso de +0,85 au 4^e trimestre (de +0,95 au 7^e trimestre), de la Côte d'Ivoire pour +0,08 au 8^e trimestre et du Sénégal pour +0,43 au 4^e trimestre.

Il est à noter cependant que les chocs sur les investissements publics ne suscitent aucune tension inflationniste dans les pays de l'étude, ce qui n'est pas le cas des dépenses de consommation publique qui provoquent dans certains États une hausse des prix : +0,48 en Côte d'Ivoire à la fin du 6^e trimestre et +0,86 au Sénégal à la fin du 4^e trimestre.

L'évaluation des canaux de transmission fait apparaître, par ailleurs, un effet d'éviction du secteur privé au Burkina Faso (le multiplicateur total étant de -0,10 à la fin du 4^e trimestre et de -0,12 au 8^e trimestre) et en Côte d'Ivoire (pour -0,043 à la fin du 5^e trimestre). Les investissements publics encouragent notamment

ceux du secteur privé au Bénin, au Mali et au Sénégal. Aussi, on peut remarquer que des effets ricardiens sont observés dans les pays de l'Union jusqu'à la fin du 4^e trimestre, ce qui réduit considérablement les effets positifs attendus de la politique budgétaire. À cela, s'ajoute la déflation qui caractérise certains pays à la suite des chocs budgétaires et fait baisser le niveau d'activité économique. Au Sénégal et en Côte d'Ivoire, les chocs budgétaires s'accompagnent d'une hausse du taux d'inflation. Les comportements ricardiens, combinés aux phénomènes de déflation et d'effet d'éviction du secteur privé expliquent, dans certains États, la réaction négative de leur production à la suite des chocs de politique budgétaire. Un VAR structurel prenant en compte le taux d'intérêt permettrait cependant d'améliorer les réflexions sur les canaux de transmission de la politique budgétaire sur l'activité économique.

À court terme, il est plus efficace pour ces pays d'adopter un système de régulation de leur conjoncture économique *via* leurs dépenses de consommation publique. La stabilisation de l'activité économique à court terme par les dépenses en capital public ne constitue pas une solution judicieuse pour l'équilibre des finances publiques. Toutefois, il demeure important d'insister sur le caractère irréversible des dépenses de consommation publique de sorte que, lorsqu'elles ne seront plus nécessaires à la conjoncture, les gouvernements puissent être en mesure de les supprimer. Cette irréversibilité est d'une nécessité absolue si on veut préserver à moyen terme les acquis en matière de politique budgétaire.

L'amélioration du solde budgétaire des États de l'Union et le respect du critère-clé du Pacte de convergence nécessitent l'instauration de politiques macroéconomiques structurelles susceptibles d'engendrer une croissance de qualité, qui n'obère pas celle des générations futures. Par ailleurs, il faut remarquer que lorsque la croissance de l'activité entraîne à court terme des effets positifs sur l'évolution des recettes fiscales, le contrôle du taux de pression fiscale s'avère de plus en plus indispensable en raison de ses effets négatifs sur la consommation privée, et en conséquence sur la production. Un VAR structurel prenant en compte le taux d'intérêt permettrait cependant d'améliorer les réflexions sur les canaux de transmission de la politique budgétaire sur l'activité économique.

Références bibliographiques

- Afonso A. et R. M. Sousa, 2009, « The macroeconomic effects of fiscal policy », *European Central Bank Working Papers Series*, 991, janvier.
- Badinger H., 2006, « Fiscal shocks, output dynamics and macroeconomic stability: an empirical assessment for Austria », *JEL*, C22, C32, E60, novembre.
- Balassone F. *et al.*, 2009, « Fiscal sustainability and policy implications for the Euro area », *Research Series Working Paper*, 155, janvier.
- Banque de France, 1993 à 2007, *L'évolution de la situation économique et financière dans la zone UEMOA : Rapport sur la Zone Franc*, Eurosystem.
- Barro R. J. et X. Sala-i-Martin, 1995, *Economic growth*, New-York, McGraw-Hill.
- Berthomieu C. et F. Bonetto, 2004, *Analyse des investissements publics porteurs de croissance (capacity building public investments) et les difficultés de leur financement : Étude de cas de cinq pays méditerranéens partenaires de l'Union Européenne : Maroc, Tunisie, Turquie, Égypte, Liban*, Rapport final du Projet de Recherche FEM 22-26.
- Biau O. et E. Gerard, 2004, *Politique budgétaire et dynamique économique en France : l'approche VAR Structurel*, Afse, septembre.
- Blanchard O. J., 1990, « Can severe fiscal contractions be expansionary? Tales of two Small European countries », In O. J. Blanchard et S. Fischer, (Eds.), *Macroeconomics Annual*, NBER, Cambridge, Mass. et London, MIT Press : 111-116.
- Blanchard O. et R. Perotti, 2002, « An empirical characterization of the dynamic effects of changes in government spending and taxes on output », *The Quarterly Journal of Economics*, novembre, 1329-1368.
- Bose N. *et al.*, 2007, « Public Expenditure and Economic Growth : A Disaggregated Analysis for Developing Countries », *The Manchester School Journal*, (75) 5, septembre.
- Bruneau C. et O. de Bandt, 1999, « La politique budgétaire dans la transmission vers l'Union Monétaire: un modèle VAR Structurel », Banque de France, Direction Générale des Études, Direction des Études Economiques et de la Recherche. *Note d'Études et de Recherche*, 60, janvier : 1-30.

- Corsetti *et al.*, 2012, « What determines Government spending multipliers? », *International Monetary Found (IMF) WP*, 12/150, juin.
- Coutinho L., 2005, « Fiscal Policy in the new open economy macroeconomics and prospects for fiscal policy coordination », *Journal of Economic Surveys*, (19)5.
- Creel J., F. Saraceno, et P. Monperrus Veroni, 2007, « Politique budgétaire discrétionnaire en France: les effets à court et long terme », *Revue Économique*, (58)5, septembre.
- Duchene G. *et al.*, 2009, *Macroéconomie*, Pearson Éducation France, Paris : 190-193.
- Devereux M. B. et F. Barry, 1995, « The expansionary fiscal contraction hypothesis : A neo-Keynesian analysis », *Oxford Economic Papers*, New Series, (47)2 : 246-263, avril.
- Easterly W et S.-H. Khan, 1991, « The Macroeconomics of Public Sector Deficits : A synthesis », *Document de travail PRE*, 775, Banque Mondiale. Département de la Recherche, Politiques de Développement. Washington D.C.
- Fonds monétaire international, 2001, *Manuel sur la transparence des finances publiques*, Département des Finances Publiques du FMI.
- Giavazzi F. et M. Pagano, 1996, « Non-Keynesian effects of fiscal policy changes: International evidence and the Swedish experience », *Swedish Economic Policy Review*, (3) : 67-104.
- International monetary found, 2009, « Sub-Saharan Africa. Weathering the Storm », *Regional Economic Outlook*, octobre.
- Mankiw N. G. *et al.*, 1992, « A contribution to the empirics of economic growth », *Quarterly Journal of Economics*, 107 : 407-437.
- Meuriot V., 2008, *Réflexions méthodologiques sur la modélisation non structurelle : une approche par les modèles vectoriels auto-régressifs (VAR) et leur extension dynamique*, Centre de coopération Internationale en Recherche Agronomique pour le Développement (CIRAD), département environnements et sociétés : 3-15.
- Mills P. et A. Quinet, 1992, « Dépenses publiques et croissance », *Revue Française d'Economie*, mars : 35-55.
- Mihov I. et A. Fatas, 2001, « The effects of fiscal policy on consumption and employment : Theory and evidence », *CEPR Discussion Paper Series*, 2760, avril.

- Mountford A. et H. Uhlig, 2002, *What are the Effects of Fiscal Policy shocks?*, mimeo, février.
- Pagano M. et F. Giavazzi, 1996, « Non-Keynesian effects of fiscal policy changes : International evidence and the Swedish experience », *Economic Policy Review*, (3) : 67-103.
- Paul L. et J. Pavot, 2006, « La maîtrise de la croissance des dépenses : un facteur clé pour les finances publiques », *Bulletin de la Banque de France*, 154, octobre.
- Perotti R., 2002, *Estimating the Effects of Fiscal Policy in OECD Countries*, European University Institute et CEPR.
- Perotti R., 2004, *Estimating the effects of fiscal policy in OECD countries*, Mimeo, mars.
- Tanimoune N. A. et al., 2005, *La politique budgétaire et ses effets de seuil sur l'activité en Union Économique et Monétaire Ouest Africaine (UEMOA)*, Actes des journées de l'Association Française de Sciences Économiques, mai : 2-12.
- Temple J., 1999, « The new growth evidence », *The Journal of Economic Literature*, 37 : 112-156.

ANNEXE 1

Choix des décalages, résumé des critères d'information

VAR Lag Order Selection Criteria

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	948.5434	NA	1.13e-14	-20.75920	-20.64883	-20.71467
1	1223.842	520.3443	3.80e-17	-26.45806	-25.90623	-26.23543
2	1359.982	245.3517	2.72e-18	-29.09851	-28.10520*	-28.69777
3	1367.381	12.68331	3.30e-18	-28.90947	-27.47469	-28.33062
4	1373.376	9.750033	4.15e-18	-28.68958	-26.81333	-27.93263
5	1584.084	37.29439*	4.33e-19*	-31.21063*	-26.68557	-29.38505
6	1492.389	106.5637	6.38e-19	-30.60195	-27.84276	-29.48879*
7	1496.103	5.061481	8.65e-19	-30.33194	-27.13128	-29.04067

* indicates lag order selected by the criterion.

ANNEXE 2

Test de Box-Pierce (Cas du Bénin)

Correlations of Series RESVAR(1)

Ljung-Box Q-Statistics		
Lags	Statistic	Signif Lvl
4	2.681	0.101552
8	2.966	0.396839
12	3.018	0.697154
16	3.566	0.828137
20	5.708	0.768756

Correlations of Series RESVAR(2)

Ljung-Box Q-Statistics		
Lags	Statistic	Signif Lvl
4	2.066	0.150634
8	2.283	0.515754
12	2.362	0.797139
16	2.994	0.885523
20	4.994	0.834871

Correlations of Series RESVAR(3)

Ljung-Box Q-Statistics		
Lags	Statistic	Signif Lvl
4	1.805	0.179081
8	1.962	0.580320
12	2.112	0.833472
16	3.047	0.880646
20	5.823	0.757526

Correlations of Series RESVAR(4)

Ljung-Box Q-Statistics		
Lags	Statistic	Signif Lvl
4	0.890	0.345441
8	0.927	0.818926
12	1.136	0.950879
16	1.902	0.965042
20	3.683	0.930985

ANNEXE 3

Tests de normalité des chocs de politique budgétaire (Cas du Bénin)

Statistics on Series RF_SHOCK			
Quarterly Data From 1984:04 To 2009:04			
Observations	101		
Sample Mean	0.000000	Variance	1.010000
Standard Error	1.004988	of Sample Mean	0.100000
t-Statistic (Mean=0)	0.000000	Signif Level	1.000000
Skewness	0.007352	Signif Level (Sk=0)	0.976293
Kurtosis (excess)	1.112220	Signif Level (Ku=0)	0.027580
Jarque-Bera	5.206758	Signif Level (JB=0)	0.074023
Statistics on Series G_SHOCK			
Quarterly Data From 1984:04 To 2009:04			
Observations	101		
Sample Mean	0.000000	Variance	1.010000
Standard Error	1.004988	of Sample Mean	0.100000
t-Statistic (Mean=0)	0.000000	Signif Level	1.000000
Skewness	0.433982	Signif Level (Sk=0)	0.079414
Kurtosis (excess)	0.275491	Signif Level (Ku=0)	0.585256
Jarque-Bera	3.489794	Signif Level (JB=0)	0.174663

ANNEXE 4

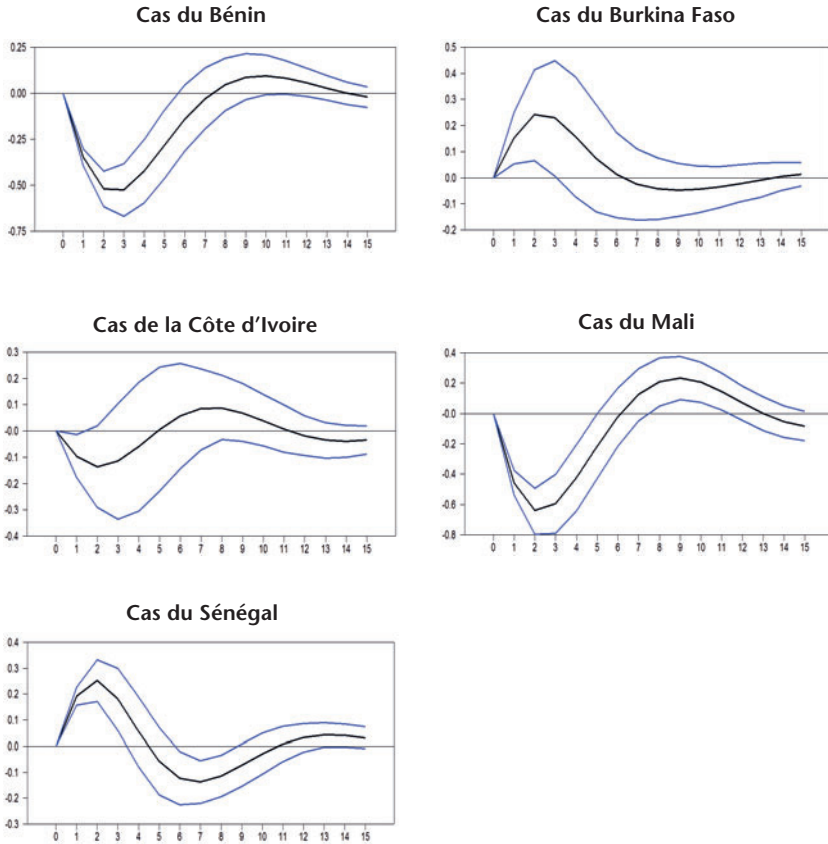
Test de corrélation entre les chocs structurels

Correlation Matrix				
Quarterly Data From 1984:04 To 2009:04				
	Y_SHOCK	INF_SHOCK	RF_SHOCK	G_SHOCK
Y_SHOCK	1.000000000000	0.000000000387	0.000000001214	0.000000000709
INF_SHOCK	0.000000000387	1.000000000000	0.000000007123	0.000000004875
RF_SHOCK	0.000000001214	0.000000007123	1.000000000000	0.000000003296
G_SHOCK	0.000000000709	0.000000004875	0.000000003296	1.000000000000

ANNEXE 5

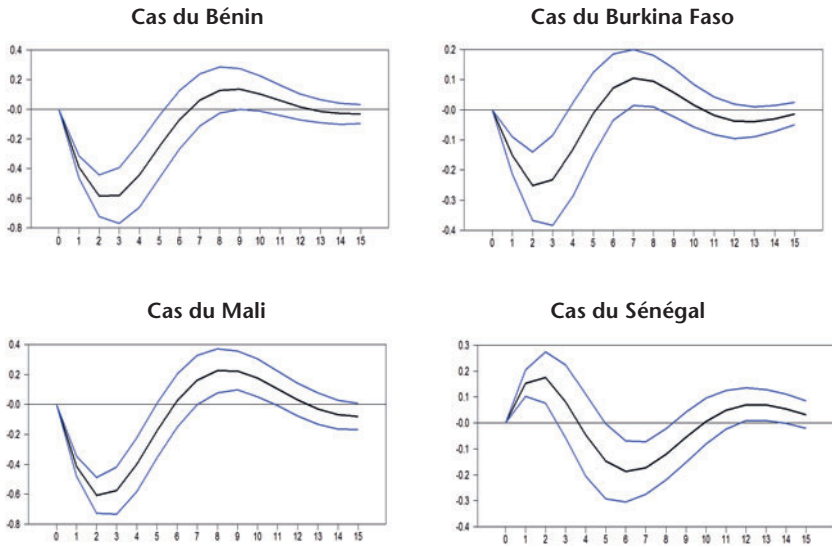
Analyse des chocs de politique budgétaire dans la zone UEMOA

➔ Réponse du taux de croissance économique à la suite d'un choc des dépenses publiques globales



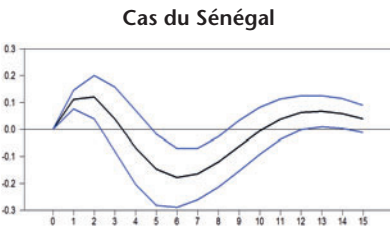
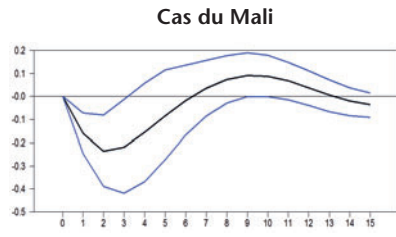
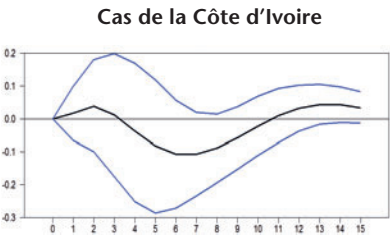
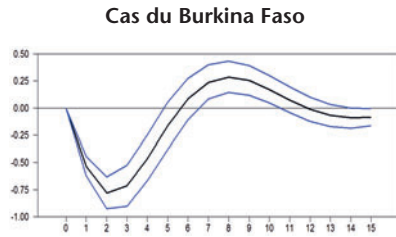
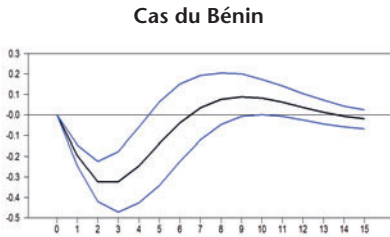
Note de lecture : La courbe au milieu représente l'évolution de la fonction de réponse et les deux courbes à l'extrême constituent l'intervalle de confiance.

➔ Réaction du taux d'inflation à la suite d'un choc des dépenses publiques globales



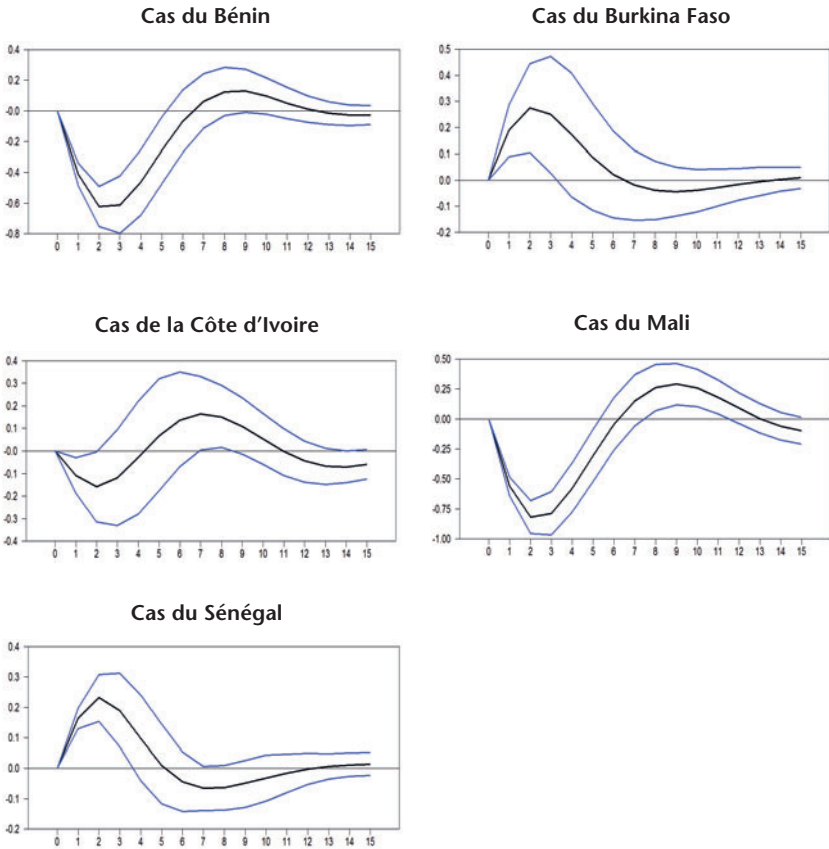
Note de lecture : La courbe au milieu représente l'évolution de la fonction de réponse et les deux courbes à l'extrême constituent l'intervalle de confiance.

→ Réponse de la production à la suite d'un choc sur les investissements publics



Note de lecture : La courbe au milieu représente l'évolution de la fonction de réponse et les deux courbes à l'extrême constituent l'intervalle de confiance.

→ Réponse du taux de croissance à la suite d'un choc sur les dépenses de consommation publique



Note de lecture : La courbe au milieu représente l'évolution de la fonction de réponse et les deux courbes à l'extrême constituent l'intervalle de confiance.