



CRDE

CAHIER 13-2000

**ANALYSE DES CHOCS D'OFFRE ET
DE DEMANDE DANS LA ZONE CFA :
UNE MÉTHODE STRUCTURELLE
D'AUTORÉGRESSION VECTORIELLE**

Jean-Michel BOSCO N'GOMA

**Centre de recherche
et développement en économie**

C.P. 6128, succursale Centre-ville
Montréal QC H3C 3J7

Téléphone : (514) 343-6557
Télécopieur : (514) 343-5831
crde@crde.umontreal.ca
<http://www.crde.umontreal.ca/>

Université 
de Montréal

CAHIER 13-2000

**ANALYSE DES CHOCS D'OFFRE ET DE DEMANDE DANS LA ZONE CFA :
UNE MÉTHODE STRUCTURELLE D'AUTORÉGRESSION VECTORIELLE**

Jean-Michel BOSCO N'GOMA¹

- ¹ Centre de recherche et développement en économie (C.R.D.E.), Université de Montréal et Groupe de recherche sur l'intégration économique et financière (GRIEF), Université de Poitiers, France

Août 2000

L'auteur tient à remercier les professeurs A. Martens, B. Perron (C.R.D.E., Université de Montréal) et A. Paquet (CREFÉ, Université du Québec à Montréal) pour leurs suggestions. Il remercie également les participants du 40ème Congrès de la Société canadienne de science économique (Montréal, mai 2000) pour leurs commentaires. Les opinions exprimées dans cette étude ne reflètent pas nécessairement celles du C.R.D.E. Cependant, l'auteur garde l'entière responsabilité des erreurs et omissions éventuelles.

ABSTRACT

The aim of this paper is to identify the shocks of supply and demand (real and nominal) and to appreciate their impact on macro-economic variables for a sample of eleven countries of the CFA monetary area. The identification is obtained using a structural method of vectorial autoregression (SVAR) on real GDP, money supply and price level with the long-term restrictions of Blanchard and Quah [1989]. The estimate of the shocks made it possible to know their intensity and their effects induced within the member economies. We used the « state-space models » throughout the Kalman filter in order to break down the structural shocks into common and specific components. The results show that, for all the countries, the shocks affecting these economies are symmetric and the monetary shocks are significantly attached to the common component. This implies that the countries of the CFA monetary area are closer by their currency than by their productive structures.

Key words : monetary union, optimal monetary area, CFA area, symmetric shocks, monetary integration

RÉSUMÉ

Cet article a pour objet l'identification des chocs d'offre et de demande (réels et nominaux) et l'appréciation de leur influence sur les variables macroéconomiques pour onze pays de la zone monétaire CFA. L'identification est obtenue à partir d'une méthode structurale d'autorégression vectorielle (SVAR) sur le produit (PIB réel), la masse monétaire (M2) et le niveau des prix (déflateur du PIB) en utilisant les restrictions de long terme de Blanchard et Quah [1989]. L'estimation des chocs a permis de connaître leur intensité et leurs effets induits au sein des économies membres. Afin de ne pas se contenter d'une simple étude de corrélation entre les chocs, nous avons utilisé les modèles d'état-mesure à travers le filtre de Kalman, afin de décomposer les chocs structurels en composantes commune et spécifique, comme l'ont fait Chamie, DeSerres et Lalonde [1994], pour apprécier le degré de symétrie de ces chocs. Les résultats montrent que pour l'ensemble des pays, les chocs touchant ces économies sont symétriques et seuls les chocs monétaires sont significativement attachés à la composante commune. Il en résulte en effet que les pays de la zone monétaire CFA sont plus proches par leur monnaie que par leurs structures productives.

Mots clés : union monétaire, zone monétaire optimale, zone CFA, symétrie des chocs, intégration monétaire

1. Introduction

La théorie des zones monétaires optimales (TZMO), élaborée par Mundell [1961], énumère les critères auxquels doivent répondre les pays d'une région, membres d'une union monétaire, afin que les avantages résultant de l'élimination du risque de change ou des politiques monétaires non coopératives soient supérieurs aux coûts liés à la perte de l'instrument du taux de change comme variable d'ajustement et à la perte de souveraineté en matière de politique monétaire désormais définie au niveau supranational.

A l'instar des travaux pionniers de Mundell [1961], Mckinnon [1963] et Kenen [1969], la littérature a mis l'accent surtout pendant les années 90 avec le processus d'intégration monétaire européenne, sur la quantification de quelques aspects de ces coûts et bénéfices de l'union monétaire. La mise en commun des réserves de change de l'ensemble des pays membres, et, par là même, l'abandon d'une variable d'ajustement aux chocs réels et monétaires, entraîne un coût à mettre en balance avec les gains de l'intégration monétaire.

Afin que les avantages l'emportent sur les coûts, un certain nombre de critères doivent être remplis, au premier rang desquels une relative symétrie des chocs supportés par les pays membres ; un choc est dit symétrique s'il atteint simultanément et dans des proportions identiques un groupe de pays, tandis qu'il est dit asymétrique s'il ne frappe qu'un pays ou un groupe de pays dans des proportions différentes. Dans une union monétaire, la délégation de la politique monétaire à une instance supranationale ne pose pas de difficultés majeures en raison des effets symétriques exercés par les chocs (voir Bosco [1999] sur les enjeux et contraintes liés à la constitution d'une union monétaire). Dans un tel contexte, il y a tout l'intérêt d'apprécier l'intensité des chocs et leur degré d'influence sur les variables macro-économiques.

Dans le cas du processus européen par exemple, il y a eu par le passé des travaux pour quantifier le degré de symétrie des chocs au sein de l'union européenne : on peut citer ici les travaux de Cohen et Wyplosz [1989], Weber [1990], Bayoumi et Eichengreen [1992]. Ces derniers ont utilisé une technique développée par Blanchard et Quah [1989] pour décomposer les résidus issus de l'estimation de la forme réduite d'un VAR sur le produit et les prix, en chocs d'offre et de demande. En appliquant cette

méthode de décomposition à l'ensemble des pays européens, ils ont utilisé une simple technique de corrélation des chocs pour mesurer le degré de symétrie des chocs. Celle-ci est appréciée en étudiant la matrice des corrélations de chaque pays par rapport à un pays ou à un panel de pays servant de référent.

Par contre, concernant la zone monétaire CFA, il y a eu peu de travaux dans ce domaine¹, excepté le papier de Fielding et Shields [1999]. Ces derniers se servent de la méthode de Blanchard et Quah [1989], en posant les restrictions différemment, pour comparer les chocs entre la zone CFA et le Kenya. Comme dans les travaux susmentionnés, ils se contentent aussi de l'étude des corrélations des chocs. Mais l'interprétation de ces matrices des corrélations n'est pas toujours aisée. Elle ne permet pas de dissocier statistiquement, de façon significative, les différents chocs en deux composantes commune et spécifique à chaque pays. En s'intéressant à la méthode de Chamie, DeSerres et Lalonde [1994], nous pouvons déterminer les composantes inobservables communes et spécifiques des chocs d'offre, de demande en utilisant des modèles d'état-mesure.

Cet article se structure de la manière suivante : après avoir présenté dans une deuxième section l'arrangement institutionnel de la zone monétaire CFA, une troisième section est consacrée à la méthodologie et à l'identification des chocs structurels. L'analyse empirique et les résultats des tests font l'objet de la quatrième section. Et enfin, nous concluons dans la dernière section.

2. Arrangement institutionnel de la zone monétaire CFA

La zone CFA est une structure tout à fait originale qui a été un instrument majeur de la coopération française pour le développement et pour l'intégration régionale en Afrique. La promotion simultanée d'une intégration monétaire et d'une intégration économique régionale plaide en faveur de la zone CFA, malgré les nombreuses difficultés d'ordre politique, économique et sociologique rencontrées. L'intégration monétaire a constitué un facteur positif dans la mise en place d'espaces économiques sous-régionaux. Ainsi, la zone monétaire CFA rassemble aujourd'hui 14 États africains,

¹On peut mentionner les travaux de Honohan [1990] et de Boughton [1991] traitant implicitement cette question.

hormis les Comores dont il ne sera pas question ici, regroupés en deux unions monétaires : l'UEMOA (Union Économique et Monétaire Ouest Africaine) constituée par le Bénin, le Burkina Faso, la Côte d'Ivoire, la Guinée Bissau, le Mali, le Niger, le Sénégal, et le Togo ; la CEMAC (Communauté Économique et Monétaire de l'Afrique Centrale) constituée par le Cameroun, le Centrafrique, le Congo, le Gabon, la Guinée équatoriale et le Tchad.

Au sein de cette zone existent deux institutions d'émission : la BCEAO (Banque Centrale des États de l'Afrique de l'Ouest) et la BEAC (Banque des États d'Afrique Centrale). Tandis que la première, commune aux pays membres de la sous zone monétaire UEMOA, émet le Franc de la Communauté Financière Africaine (FCFA), la seconde met en circulation le Franc de la Coopération Financière en Afrique centrale (FCFA) et exerce son privilège d'émission dans la sous zone monétaire CEMAC.

Le fonctionnement de la zone monétaire CFA repose sur quatre principes² :

- la parité fixe des monnaies de la zone CFA avec le franc français, convertibles entre elles à des parités fixes, sans limitation de montants³ ;
- la garantie illimitée du Trésor public français : la convertibilité des monnaies émises par les différentes institutions d'émission de la zone CFA est garantie sans limite par le Trésor public français ;
- la libre transférabilité : les transferts sont libres à l'intérieur de la zone CFA relativement aux transactions courantes et aux mouvements de capitaux ;
- les réserves de change centralisées : à l'exception des sommes nécessaires à leur trésorerie courante et de celles relatives à leur transactions avec le FMI, les banques centrales de la zone CFA sont tenues de déposer au moins 65% de leurs réserves de change auprès du Trésor français sur le compte d'opération ouvert au nom de chacune d'elles⁴.

² Pour plus de détails sur le fonctionnement et sur l'évolution de la zone CFA, voir Gerardin [1994], Lelart [1996] et Becart [1997].

³Toutefois, un changement de parité n'est pas exclu par les règles de la zone. La nouvelle parité date de janvier 1994 (1FF=100FCFA), alors que celle-ci n'a pas été modifiée depuis 1948 (1FF=50FCFA);

⁴Bien entendu, des mesures de nature préventive ont été prévues pour éviter que les comptes d'opérations ne deviennent durablement débiteurs. Voir par exemple la Note d'Information numéro 106 de la Banque de France [1997] pour plus de détails.

3. Méthodologie et identification des chocs structurels

Nous supposons que chaque pays i membre de la zone CFA est soumis, à chaque instant t , à des chocs de natures différentes : des chocs d'offre (ε_{it}^s), des chocs de demande réels (ε_{it}^d) et des chocs de demande nominaux (ε_{it}^m). Ces chocs engendrent des effets spécifiques sur les grandeurs macro-économiques. Nous admettons ainsi traditionnellement que :

(i) : seuls les chocs d'offre exercent un effet permanent⁵ sur le rythme de la croissance ; les effets sur la croissance des chocs de demande réels et nominaux ne sont que transitoires.

(ii) : les chocs de demande de type nominaux (monétaires) sont compensés à long terme par une variation proportionnelle des prix (hypothèse de neutralité des chocs monétaires) : une variation de 1% provoque, par hypothèse, une variation de 1 % des prix de telle sorte que les encaisses réelles ne sont pas affectées, à long terme, par ce type de choc.

(iii) : les effets des chocs de demande de type réels sur la monnaie et sur les prix ne se compensent pas.

Si le premier postulat est vrai, alors il est possible sur la base de celui-ci de faire le tri entre les chocs d'offre et les chocs de demande ; le deuxième et le troisième postulat permettent d'identifier, au sein des chocs de demande, la composante réelle et la composante monétaire de ces chocs.

⁵Les chocs permanents sont pour la plupart dus à des chocs technologiques. Ainsi les fluctuations de production persistantes résulteraient de chocs d'offre qui refléteraient les asymétries structurelles entre économies et qui seraient indépendants des politiques économiques. Ainsi, le fait d'évaluer le degré d'asymétrie des chocs d'offre devient un élément crucial dans l'évaluation des coûts d'ajustement dérivant d'une union monétaire. Par ailleurs, les chocs de demande n'auraient qu'un effet temporaire sur la production. Évaluer donc le degré d'asymétrie de ces chocs devient informatif, si l'on considère que ces chocs sont en général induits et peuvent être corrigés par des politiques économiques. Ainsi, la connaissance du degré d'asymétrie de ces chocs donne une indication sur le degré de coordination des politiques monétaire et budgétaire. On peut voir par exemple Bayoumi et Eichengreen [1992] pour plus de détails.

3.1. Représentation des modèles VAR

Les trois hypothèses susmentionnées font intervenir, dans leur énoncé, trois grandeurs macro-économiques : la production, la monnaie et les prix. Les observations relatives à ces grandeurs permettent d'identifier les chocs affectant les économies. Selon l'hypothèse de départ, les chroniques du taux de croissance du PIB réel, du taux de croissance du niveau des prix et du taux de croissance du stock de monnaie résultent directement des chocs d'offre et de demande (réels et monétaires) qui ont pu frapper par le passé et frappent encore aujourd'hui l'économie concernée. Ainsi, le modèle peut s'écrire sous la forme de moyenne mobile de la manière suivante :

$$(1) \quad \Delta x_t = A_0 \varepsilon_t + A_1 \varepsilon_{t-1} + \dots = \sum_{i=0}^{+\infty} A_i \varepsilon_{t-i}$$

avec :

$$(2) \quad \Delta x_t = \begin{bmatrix} \Delta y_t \\ \Delta \pi_t \\ \Delta m_t \end{bmatrix}$$

où Δy , $\Delta \pi$, et Δm représentent respectivement les taux de croissance du PIB réel, du déflateur du PIB et de l'offre de monnaie ;

$$(3) \quad \varepsilon_t = \begin{bmatrix} \varepsilon_t^s \\ \varepsilon_t^d \\ \varepsilon_t^m \end{bmatrix}$$

où ε_t^s , ε_t^d et ε_t^m représentent respectivement les chocs d'offre, les chocs de demande réels et nominaux qui frappent l'économie.

$$(4) \quad A_i = \begin{bmatrix} a^{ys}_i & a^{yd}_i & a^{ym}_i \\ a^{\pi s}_i & a^{\pi d}_i & a^{\pi m}_i \\ a^{ms}_i & a^{md}_i & a^{mm}_i \end{bmatrix}$$

où a_i^{ys} doit être interprété comme l'effet d'un choc d'offre en t-i sur le taux de croissance du PIB réel en t. En résumé, le vecteur Δx_t obéit à un processus vectoriel moyenne mobile d'ordre infini.

Outre les trois hypothèses énoncées précédemment, on admet que les chocs ε_t^j présentent un certain nombre de propriétés :

(i) : pour une même date, les chocs ε_t^s , ε_t^d et ε_t^m sont indépendants de telle sorte que la matrice des variances - covariances des chocs ε_t^j ($\{s, d, m\}$) est diagonale. Pour la simplicité, leurs variances sont normées :

$$(5) \quad E \varepsilon_t \varepsilon_t' = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \end{bmatrix}$$

(ii) : les chocs ε_t^j ne sont pas autocorrélés :

$$(6) \quad E \varepsilon_t \varepsilon_s' = [0] \quad \forall s, t, s \neq t$$

Le modèle structurel (1) ne peut être directement estimé pour la simple raison que les chocs ε_t^j ne sont pas directement observables et nécessitent d'être estimés par une méthode adéquate. On admet toutefois que le modèle (1) admet une forme réduite VAR(q) :

$$(7) \quad \Delta x_t = H_1 \Delta x_{t-1} + H_2 \Delta x_{t-2} + \dots + H_q \Delta x_{t-q} + e_t$$

avec q est le nombre de retards et :

$$(8) \quad e_t = \begin{bmatrix} e_t^y \\ e_t^\pi \\ e_t^m \end{bmatrix}$$

On pose ainsi implicitement l'hypothèse selon laquelle les effets des innovations passées ε_{t-1} sur Δx_t transitent par le biais des valeurs passées les plus récentes de Δx . En d'autres termes, les q premières valeurs retardées du vecteur Δx_t incorporent l'essentiel de l'information utile pour l'explication statistique des valeurs actuelles de ce même

vecteur. La matrice des variances - covariances des erreurs e_t de la forme réduite $\text{VAR}(q)$ du modèle ne fait l'objet d'aucune restriction particulière.

$$(9) \quad E e_t e_t' = \Sigma = \begin{bmatrix} \sigma_{yy} & \sigma_{y\pi} & \sigma_{ym} \\ \sigma_{\pi y} & \sigma_{\pi\pi} & \sigma_{\pi m} \\ \sigma_{my} & \sigma_{m\pi} & \sigma_{mm} \end{bmatrix}$$

L'intérêt de la forme réduite (7) tient à ce que les composantes des matrices H_j peuvent être estimées, ce qui n'était pas le cas des paramètres de la forme structurelle. Dès lors, il est possible de calculer les résidus \hat{e}_t du modèle réduit. La connaissance de ces résidus autorise, comme on va le montrer, une approximation des chocs ε_t eux-mêmes. A cet effet, on se sert du théorème de représentation de Wold qui veut que tout processus $\text{VAR}(q)$ stationnaire admette une représentation MA infinie de telle sorte qu'on peut écrire :

$$(10) \quad \Delta x_t = e_t + C_1 e_{t-1} + C_2 e_{t-2} + \dots = \sum_{i=0}^{+\infty} C_i e_{t-i} = C(L) e_t$$

où $C(L)$ est un polynôme matriciel générateur de retards d'ordre infini. On suppose cependant qu'une combinaison linéaire des résidus permet de définir de véritables chocs non corrélés entre eux et pouvant être liés aux variables Δx_t . En rapprochant donc les équations (1) et (10) et en identifiant terme à terme on voit tout de suite que :

$$(11) \quad A_0 \varepsilon_t = e_t$$

où e_t peut être approché par les résidus issus de l'estimation du modèle réduit $\text{VAR}(q)$. On déduit de l'expression (11) que :

$$(12) \quad E e_t e_t' = A_0 E(\varepsilon_t \varepsilon_t') A_0' = \Sigma$$

Or, par hypothèse, on a :

$$(13) \quad E \varepsilon_t \varepsilon_t' = I_3$$

de telle sorte qu'on peut écrire :

$$(14) \quad A_0 A_0' = \Sigma$$

Les résidus connus $\hat{\varepsilon}_t$ de la forme réduite permettent d'approcher la matrice Σ . L'égalité $A_0 A_0' = \Sigma$ permet l'identification des composantes de la matrice A_0 . Notre système a n^2 inconnues (n correspond aux nombres de variables dépendantes du modèle) ; la matrice Σ étant symétrique, nous avons $\frac{n(n+1)}{2}$ équations. Par conséquent, nous avons besoin de $\frac{n(n-1)}{2}$ restrictions. Dans le cadre de notre modèle, il suffit d'imposer trois restrictions supplémentaires afin d'obtenir une identification complète du système.

On pourrait, à cet effet, procéder à la décomposition de Cholesky de la matrice Σ . Toutefois, cette méthode d'identification n'est pas satisfaisante et peut s'avérer hasardeuse dans la mesure où le résultat de cette procédure ne permet pas de prendre en compte certaines hypothèses économiques. C'est pour ce motif que nous privilégions ici la méthode définie par Blanchard et Quah [1989].

3.2. Identification par la méthode de Blanchard et Quah [1989]

Soit A_{LT} la matrice des effets à long terme des chocs structurels ε_t sur les composantes du vecteur Δx_t . Les hypothèses relatives aux effets de long terme des chocs d'offre et de demande nous autorisent à affirmer que la matrice A_{LT} présente une structure très particulière :

$$(15) \quad A_{LT} = \begin{bmatrix} A_{ys} & 0 & 0 \\ A_{\pi s} & A_{\pi d} & A_{\pi m} \\ A_{ms} & A_{md} & A_{mm} = A_{\pi m} \end{bmatrix}$$

avec A_{ij} , l'effet de long terme d'un choc de nature j sur la composante i du vecteur Δx_t . Les "zéros" qui apparaissent à la première ligne de cette matrice rendent compte de

l'hypothèse selon laquelle les chocs de demande n'ont pas d'effet permanent sur l'activité. L'égalité $A_{mm} = A_{\pi m}$ traduit l'hypothèse selon laquelle un choc de demande nominal est sans effet, à long terme, sur les encaisses réelles.

On note qu'en prémultipliant la matrice A_{LT} par la matrice $B = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & -1 \\ 0 & 0 & 1 \end{bmatrix}$ on obtient

une matrice T qui est triangulaire inférieure :

$$(16) \quad T = BA_{LT} = \begin{bmatrix} A_{ys} & 0 & 0 \\ A_{\pi s} - A_{ms} & A_{\pi d} - A_{md} & 0 \\ A_{ms} & A_{md} & A_{mm} \end{bmatrix}$$

On montre en annexe que la relation entre la matrice des effets à long terme des chocs structurels A_{LT} et celle des effets de long terme des erreurs e_t de la forme réduite du modèle C_{LT} peut s'écrire de la manière suivante⁶ :

$$(17) \quad A_{LT} = C_{LT}A_0$$

Dès lors, on peut écrire que :

$$(18) \quad A_{LT}A'_{LT} = C_{LT}A_0A'_0C'_{LT} = C_{LT}\Sigma C'_{LT}$$

et aussi :

$$(19) \quad BA_{LT}A'_{LT}B' = BC_{LT}\Sigma C'_{LT}B'$$

soit :

$$(20) \quad TT' = BC_{LT}\Sigma C'_{LT}B'$$

Or, T est une matrice triangulaire inférieure de telle sorte que ses différentes composantes peuvent être identifiées en prenant la décomposition de Cholesky de la matrice $BC_{LT}\Sigma C'_{LT}B'$, dont tous les éléments sont connus. Munis désormais de cette

⁶La construction des matrices des effets de long terme des chocs du modèle structurel et réduit est expliquée en annexe.

matrice triangulaire τ , il est facile de déterminer les éléments de la matrice A_{LT} des effets de long terme des chocs structurels puisque, par définition :

$$(21) \quad A_{LT} = B^{-1}\tau$$

On peut alors en déduire les composantes de la matrice A_0 des effets de court terme des chocs structurels :

$$(22) \quad A_0 = C_{LT}^{-1}A_{LT}$$

et, connaissant cette matrice A_0 , on peut finalement déterminer les trois composantes du vecteur ε_t :

$$(23) \quad \varepsilon_t = A_0^{-1}e_t$$

3.3. Décomposition des chocs en composante commune et spécifique

On pourrait, comme le font Bayoumi et Eichengreen [1992], apprécier le degré d'asymétrie de ces chocs en étudiant la matrice des corrélations des chocs de chaque pays par rapport à un pays ou un panel de pays servant de référent. Mais l'interprétation de ces matrices des corrélations n'est pas forcément chose aisée. La méthode qui est utilisée ici consiste à dissocier les différents chocs structurels d'offre, de demande réels et nominaux en deux composantes commune à l'ensemble des pays et spécifique à chaque pays.

En prenant comme exemple le cas de trois pays ($k = 1,2,3$) et des chocs d'offre $\hat{\varepsilon}_{kt}^s$, la procédure utilisée consiste donc à décomposer chacun de ces chocs d'offre de la manière suivante :

$$(24) \quad \begin{bmatrix} \hat{\epsilon}_{1t}^s \\ \hat{\epsilon}_{2t}^s \\ \hat{\epsilon}_{3t}^s \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \lambda_{1t}^s & 1 & 0 & 0 \\ \lambda_{2t}^s & 0 & 1 & 0 \\ \lambda_{3t}^s & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \alpha_{SVt}^s \\ \alpha_{1t}^s \\ \alpha_{2t}^s \\ \alpha_{3t}^s \end{bmatrix}$$

α_{SVt}^s est la composante commune du choc d'offre aux trois pays à la date t . α_{1t}^s , α_{2t}^s et α_{3t}^s sont les composantes spécifiques à chacun des trois pays. λ_{1t}^s mesure le degré de sensibilité du choc d'offre auquel est soumis le pays 1 par rapport à la composante commune. Les composantes α_{it}^s ne sont pas directement observables : elles doivent être estimées. De même doivent être estimées les paramètres λ_{1t}^s , λ_{2t}^s et λ_{3t}^s . On utilise à cet effet un modèle d'état-mesure composé de deux séries d'équations :

(i) : des équations de mesure ou d'observation : c'est le système d'équations (24) qui explique les niveaux des chocs structurels affectant les différents pays en fonction des valeurs prises par les composantes communes et spécifiques inobservables.

(ii) : des équations de transition qui décrivent la dynamique supposée des variables d'état. Concernant la dynamique des variables d'état, nous supposons un modèle invariant puisque les chocs structurels ne sont pas autocorrélés. On peut par exemple admettre qu'elle est décrite de la manière suivante :

$$(25) \quad \begin{pmatrix} \alpha_{SVt}^s \\ \alpha_{1t}^s \\ \alpha_{2t}^s \\ \alpha_{3t}^s \end{pmatrix} \sim \text{IIDN} \left(\begin{pmatrix} 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \sigma_1^2 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \sigma_2^2 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \sigma_3^2 \end{pmatrix} \right)$$

Nous admettons ainsi que les composantes commune et spécifique sont des bruits blancs. Nous pouvons résumer que : les inconnues de ce modèle d'état-mesure qui seront estimés par la procédure itérative du Filtre de Kalman sont :

- les chroniques des composantes communes $\{ \alpha_{SVt}^s \}$ et spécifiques $\{ \alpha_{1t}^s \}$, $\{ \alpha_{2t}^s \}$, $\{ \alpha_{3t}^s \}$
- les paramètres λ_{1t}^s , λ_{2t}^s et λ_{3t}^s .
- les variances des innovations σ_k^2

A partir de l'équation (24), on peut déterminer la part de la variance du choc expliquée par la composante commune. En effet, on a :

$\sigma_{\varepsilon_{kj}}^2 = \lambda_{kj}^2 + \sigma_{\alpha_{kj}}^2$ avec k désignant le pays étudié et j la nature du choc. Ainsi, la part de la variance du choc expliquée par la composante commune correspond au coefficient de détermination du modèle. Soit : $r^2 = \frac{\lambda_{kj}^2}{\sigma_{\varepsilon_{kj}}^2}$.

4. Analyse empirique et résultats des tests

4.1. Sources statistiques, stationnarité et cointégration des séries

Nous disposons pour la période 1960 - 1997 des observations annuelles, pour un ensemble de 11 pays de la zone monétaire CFA : le Bénin, le Burkina Faso, la Côte d'Ivoire, le Niger, le Sénégal et le Togo pour l'UEMOA; le Cameroun, le Centrafrique, le Congo, le Gabon et le Tchad pour la CEMAC. Les séries proviennent des indicateurs de développement de la Banque Mondiale⁷. Les variables étudiées sont les suivantes : le PIB réel (y) ; le déflateur du PIB (π) ; stock de monnaie M2 (m). Toutes les variables sont exprimées en logarithme. Pour chaque pays, nous calculons les taux de croissance logarithmique d'une année sur l'autre de chacune de ces variables. Soit $\Delta x_t = \ln x_t - \ln x_{t-1}$. Nous calculons ensuite des chocs d'offre et de demande (réels et nominaux) à partir des résidus du modèle VAR avec 2 retards⁸, mettant en présence les trois variables $\Delta y, \Delta \pi, \Delta m$ de telle sorte qu'on a :

(26)

$$\begin{bmatrix} \Delta y_t \\ \Delta \pi_t \\ \Delta m_t \end{bmatrix} = \sum_{i=1}^2 H_i \begin{bmatrix} \Delta y_{t-i} \\ \Delta \pi_{t-i} \\ \Delta m_{t-i} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e^y_t \\ e^\pi_t \\ e^m_t \end{bmatrix}$$

⁷ La Guinée Bissau, la Guinée Équatoriale et le Mali ne disposent pas des séries complètes concernant le niveau des prix. Ces trois pays ne font donc pas l'objet de cette étude.

⁸ Nous avons retenu dans le modèle 2 retards en se basant sur les critères de Schwarz et Akaike.

Puisque l'estimation des paramètres de ce modèle exige la stationnarité des variables, nous étudions par conséquent celle-ci en procédant à des tests de Dickey-Fuller augmenté et de Phillips-Perron.

Tests de racine unitaire

Pays	Taux de croissance du stock de monnaie M2		Taux de croissance du Déflateur du PIB		Taux de croissance du PIB réel	
	ADF	PP	ADF	PP	ADF	PP
sous zone UEMOA						
Bénin	-15.68*	-5.73*	-1.90***	-2.54**	-2.44**	-3.27*
Burkina Faso	-15.16*	-5.22*	-2.22**	-2.75*	-2.57**	-4.04*
Côte d'Ivoire	-8.71*	-6.18*	-2.45**	-3.59*	-1.89***	-3.26*
Niger	-22.25*	-7.33*	-3.02*	-4.01*	-4.48*	-5.25*
Sénégal	-18.44*	-6.17*	-1.76***	-2.57**	-3.65*	-6.12*
Togo	-13.00*	-6.55*	-2.95*	-5.46*	-2.74*	-4.62*
sous zone CEMAC						
Centrafrique	-2.45**	-4.23*	-2.10**	-3.46*	-3.49*	-6.27*
Cameroun	-2.14**	-2.69*	-1.76***	-2.44**	-2.71*	-3.72*
Congo	-2.14**	-4.36*	-2.39**	-4.56*	-2.40**	-2.73*
Gabon	-2.61**	-2.59**	-2.97*	-4.85*	-3.09*	-3.88*
Tchad	-3.25*	-4.00*	-3.41*	-4.01*	-4.98*	-7.05*

* : L'hypothèse nulle de racine unitaire est rejetée au seuil de risque de première espèce de 1 %.

** (***) : L'hypothèse nulle de racine unitaire est rejetée au seuil de risque de première espèce de 5 % (10%).

Les résultats des tests de stationnarité dans le tableau ci-dessus mettent en évidence la stationnarité des trois taux de croissance ou des différences premières des variables en niveau, puisque nous avons considéré le logarithme de celles-ci. Nous avons procédé avec un retard pour les tests de Dickey-Fuller augmenté et 3 retards pour les tests de Philips-Perron. Les séries se sont avérées stationnaires sans la présence d'une constante et d'une tendance. Nous n'avons pas jugé utile de rapporter les résultats des tests de stationnarité sur les variables en niveau. Ces dernières ne sont pas stationnaires d'après les tests de Dickey-Fuller et de Philips-Perron. Les variables étant donc I(1), nous avons procédé à l'étude de la relation de long terme des variables, c'est-à-dire aux

tests de cointégration de Johansen [1988]⁹. Pour l'ensemble des pays, les variables étudiées ne sont pas cointégrées sauf pour le cas du Niger qui enregistre l'existence d'une équation de cointégration. A cet effet, il convient d'estimer leurs relations au travers d'un modèle à correction d'erreur (ECM). L'estimation du modèle ECM montre en annexe que les coefficients désignant les forces de rappel vers l'équilibre sont positifs et n'ont donc pas les signes attendus pour justifier la nécessité d'une spécification d'un modèle à correction d'erreur pour le Niger.

4.2. Décomposition de la variance et fonction de réponse aux chocs

Il s'agit ici d'examiner les sources de fluctuations des variables macro-économiques étudiées et d'évaluer leur vitesse d'ajustement suite à des chocs structurels identifiés¹⁰. Pour l'ensemble des pays, les fluctuations du produit réel sont expliquées en grande partie par ses propres innovations (exception faite du Cameroun où, en moyenne, 55% de la variance de l'erreur de prévision du produit réel est expliquée par les chocs d'offre et 45% par les chocs réels). Quant aux fluctuations du déflateur du produit, le constat est le même ; sa variance est expliquée essentiellement par les chocs de demande réels, alors qu'en moyenne 25% de la variance est expliquée par les chocs d'offre pour le Cameroun. Les fluctuations du taux de croissance monétaire sont dominées par les chocs monétaires, sauf pour la Côte d'Ivoire (seulement 11% des chocs monétaires en moyenne contre 70% des chocs de demande réels) et le Gabon (seulement 22% des chocs monétaires en moyenne contre 50% des chocs d'offre).

Selon les hypothèses énoncées précédemment, lesquelles se concrétisent dans la structure très particulière de la matrice A_{LT} des effets à long terme des chocs structurels, on a identifié à partir des résidus $\hat{\varepsilon}_t$ des modèles VAR, les chocs structurels auxquels ont été soumis les 11 pays étudiés. La connaissance des coefficients estimés du modèle VAR d'une part, celle de la matrice A_0 qui établit un pont entre les chocs structurels et les erreurs de ce modèle d'autre part rendent possible l'étude des fonctions de réponse des variables macro-économiques à des chocs structurels (choc d'offre, choc réel de

⁹ Voir en annexe pour les résultats des tests.

¹⁰ En annexe, on a les résultats sur la décomposition des variances des erreurs de prévision et les fonctions de réponse à des chocs d'offre et de demande (réels et nominaux) des variables Δy , $\Delta \pi$ et Δm pour les 11 pays étudiés.

demande, choc nominal de demande). Puisque les séries Δy , $\Delta \pi$ et η_m sont $I(0)$, les coefficients du modèle VAR définissent un état stationnaire pour chacune de ces variables. Partant de cet état stationnaire, nous avons imprimé un choc instantané soit d'offre, soit de demande. Les variables Δy , $\Delta \pi$ et η_m s'écartent de leurs valeurs d'état stationnaire - ce sont les écarts e_y , e_π , e_m - et ne retrouvent que progressivement leur état d'équilibre. Dans l'ensemble, les variables macro-économiques réagissent de façon symétrique suite à des chocs d'offre et de demande nominaux¹¹. Cependant, le produit réel réagit initialement de façon asymétrique suite un choc de demande réel dans les deux sous zones monétaires, sauf pour le Cameroun où son produit réagit symétriquement par rapport aux pays de l'UEMOA. Aussi, nous notons que les chocs d'offre et de demande réels auraient des effets négligeables sur le stock de monnaie, alors que les innovations de celle-ci influencent de façon significative le produit réel et le déflateur du PIB.

¹¹ En annexe, une comparaison est faite entre la Côte d'ivoire et le Cameroun sur la réponse des variables étudiées suite à un choc monétaire.

4.3. Composantes commune et spécifique des chocs

4.3.1. Les chocs d'offre

Pays	Modèle*	Coefficients λ_i	t-Statistic	Probabilité	Coefficient de détermination	D-Watson
BENIN	1	0.289039	0.510439	0.6101	0.09	1.67
	2	0.048417	0.153933	0.8778	0.00	2.02
	3	0.355001	0.547112	0.5846		1.97
BURKINA FASO	1	0.421973	1.023088	0.3070	0.21	1.78
	2	0.975056	2.416571	0.0166	0.99	1.72
	3	-0.214797	-0.444933	0.6566		2.16
CÔTE D'IVOIRE	1	0.724505	2.126534	0.0342	0.62	1.99
	2	0.368171	1.383436	0.1681	0.14	1.65
	3	-0.011892	-0.012093	0.9904		1.58
NIGER	1	0.216908	0.299789	0.7645	0.05	1.99
	2	0.489673	1.673978	0.0958	0.25	1.67
	3	1.000644	8.557105	0.0000		1.75
SÉNÉGAL	1	0.389142	1.045049	0.2967	0.17	2.33
	2	0.2450670	0.832569	0.4061	0.06	2.29
	3	-0.194489	-0.441602	0.6590		2.22
TOGO	1	0.353275	0.672161	0.5019	0.14	2.20
	2	0.049893	0.127685	0.8985	0.00	2.11
	3	2.259504	14.72518	0.0000		2.26
CAMEROUN	1	0.483286	0.952402	0.3415	0.29	1.69
	2	0.858009	1.766360	0.0793	0.93	2.07
	3	0.015952	0.015320	0.9878		2.09
CENTRAFRIQUE	1	0.797008	1.477682	0.1404	0.75	2.41
	2	0.384398	1.209660	0.2282	1.17	1.99
	3	0.321768	0.490178	0.6243		2.05
GONGO	1	-0.029477	-0.047723	0.9620	0.00	1.97
	2	0.227717	0.800351	0.4247	0.06	2.11
	3	-0.312354	-0.368185	0.7130		1.89
GABON	1	0.128708	0.353901	0.7236	0.01	1.99
	2	0.204815	1.049132	0.2957	0.05	1.99
	3	1.349687	15.57756	0.0000		2.02
TCHAD	1	0.132278	0.296454	0.7671	0.02	1.95
	2	-0.245690	-0.971045	0.3330	0.07	2.04
	3	0.325115	7.882191	0.0000		1.87

* : le modèle 1 correspond à une estimation des chocs structurels pour l'ensemble des pays de la zone CFA, tandis que le modèle 2 est une estimation des chocs structurels par bloc monétaire (UEMOA et CEMAC). Le modèle 3 estime les chocs de la forme réduite du modèle pour l'ensemble des pays membres de la zone CFA.

4.3.2. Les chocs de demande réels

Pays	Modèle*	Coefficients λ_i	t-Statistic	Probabilité	Coefficient de détermination	D-Watson
BENIN	1	0.060455	0.101165	0.9195	0.00	2.08
	2	-0.001669	-0.005728	0.9954	0.00	2.03
	3	-0.827916	-0.000510	0.9996		1.94
BURKINA FASO	1	0.260646	0.387564	0.6986	0.08	2.17
	2	0.136381	0.383097	0.7021	0.02	2.13
	3	-0.803240	-0.000493	0.9996		1.94
CÔTE D'IVOIRE	1	0.240913	0.565393	0.5722	0.07	1.96
	2	0.257366	1.047559	0.2962	0.07	1.93
	3	-0.951099	-0.798693	0.4250		1.98
NIGER (NS)	1	0.335308	0.815141	0.4155	0.13	1.41
	2	0.275112	1.007915	0.3148	0.08	1.37
	3	1.329733	0.824356	0.4103		2.08
SÉNÉGAL	1	0.599954	1.309549	0.1912	0.44	1.93
	2	0.509612	1.653409	0.0999	0.27	1.96
	3	1.762934	0.815391	0.4154		1.99
TOGO	1	0.773794	2.072778	0.0389	0.73	2.19
	2	0.963512	1.853766	0.0653	0.98	2.20
	3	1.715618	0.809426	0.4188		2.07
CAMEROUN	1	0.163049	0.491984	0.6230	0.03	2.26
	2	-0.090703	-0.288174	0.7736	0.00	2.13
	3	0.215284	0.307771	0.7584		2.20
CENTRAFRIQUE	1	0.182997	0.261204	0.7941	0.04	1.97
	2	0.267475	0.680519	0.4972	0.08	1.81
	3	-0.360125	-0.141506	0.8876		1.76
GONGO	1	0.311165	0.623027	0.2337	0.12	1.83
	2	0.106681	0.463253	0.6438	0.01	1.72
	3	1.289529	0.833032	0.4054		1.85
GABON	1	0.097886	0.279210	0.7802	0.01	2.07
	2	0.223804	0.708243	0.4798	0.06	2.22
	3	-1.024264	-0.822663	0.4113		1.77
TCHAD	1	0.552287	0.972286	0.3316	0.37	1.87
	2	0.910250	0.787452	0.4322	0.95	1.88
	3	-0.353480	-0.574499	0.5660		1.88

* : le modèle 1 correspond à une estimation des chocs structurels pour l'ensemble des pays de la zone CFA, tandis que le modèle 2 est une estimation des chocs structurels par bloc monétaire (UEMOA et CEMAC). Le modèle 3 estime les chocs de la forme réduite du modèle pour l'ensemble des pays membres de la zone CFA.

4.4.3. Les chocs de demande nominaux

Pays	Modèle*	Coefficients λ_i	t-Statistic	Probabilité	Coefficient de détermination	D-Watson
BENIN	1	0.701609	1.664382	0.0969	0.52	2.21
	2	0.634965	3.631552	0.0004	0.43	2.23
	3	0.476268	24.03128	0.0000		2.10
BURKINA FASO	1	0.890769	3.017820	0.0027	0.84	2.46
	2	0.879240	5.256787	0.0000	0.83	2.45
	3	0.407600	20.10910	0.0000		1.56
CÔTE D'IVOIRE	1	0.747828	1.851858	0.0649	0.59	2.36
	2	0.759664	2.774476	0.0061	0.62	2.33
	3	0.544502	22.26090	0.0000		1.98
NIGER	1	0.802423	1.572079	0.1168	0.68	2.39
	2	0.849274	3.550180	0.0005	0.78	2.41
	3	0.208542	14.53856	0.0000		1.20
SÉNÉGAL	1	0.529294	1.173184	0.2415	0.29	2.01
	2	0.545078	1.916104	0.0568	0.32	2.03
	3	-1.825872	-3.354577	0.0009		1.70
TOGO	1	0.393196	0.890330	0.3739	0.16	2.28
	2	0.375125	1.174451	0.2417	0.15	2.24
	3	0.314951	21.60582	0.0000		1.98
CAMEROUN	1	-0.064123	-0.062239	0.9504	0.00	2.15
	2	0.171264	0.435141	0.6641	0.03	2.10
	3	0.062762	5.821066	0.0000		1.85
CENTRAFRIQUE	1	0.431445	0.536125	0.5922	0.20	2.11
	2	0.543820	1.051436	0.2947	0.40	2.07
	3	0.026576	3.826028	0.0002		1.93
GONGO (NS)	1	0.498701	0.730461	0.4656	0.26	2.04
	2	0.550508	1.544211	0.1245	0.40	2.30
	3	0.079493	6.288894	0.0000		1.99
GABON (NS)	1	0.762889	1.771560	0.0773	0.67	2.25
	2	0.600390	2.222865	0.0276	0.52	1.88
	3	-0.078986	-7.696594	0.0000		1.87
TCHAD	1	0.341312	0.583679	0.5598	0.12	2.00
	2	0.379857	0.722183	0.4712	0.19	2.19
	3	0.093754	13.45354	0.0000		1.94

* : le modèle 1 correspond à une estimation des chocs structurels pour l'ensemble des pays de la zone CFA, tandis que le modèle 2 est une estimation des chocs structurels par bloc monétaire (UEMOA et CEMAC). Le modèle 3 estime les chocs de la forme réduite du modèle pour l'ensemble des pays membres de la zone CFA.

L'estimation des chocs en appliquant le modèle d'état-mesure donne les résultats suivants :

(i) choc d'offre : seuls les chocs structurels affectant la Côte d'Ivoire sont attachés significativement à la composante commune dans le modèle 1. L'estimation par bloc monétaire (modèle 2) fait apparaître une composante commune significative des chocs d'offre pour le Burkina Faso, le Cameroun et le Niger. Les chocs résultant de la forme réduite (modèle 3) montrent aussi une composante commune significative pour le Gabon, le Niger, le Tchad et le Togo.

(ii) chocs de demande réels : seuls les chocs affectant le Sénégal (modèle 1), le Togo (modèle 1 et 2) sont associés à la composante commune. Nous pouvons souligner ici le caractère spécifique des chocs de demande réels pour l'ensemble des pays.

(iii) chocs de demande nominaux : on enregistre pour l'ensemble des pays (modèle 1) une composante commune des chocs structurels significative pour le Bénin, le Burkina Faso, la Côte d'Ivoire et le Gabon. L'estimation par sous zone monétaire (modèle 2) fait apparaître, en plus de ces derniers, le Niger et le Sénégal. En outre, l'estimation des chocs de la forme réduite (modèle 3) montre que les chocs de demande nominaux affectant tous les pays sont fortement associés à la composante commune.

De façon générale, seuls les chocs monétaires ont une composante commune statistiquement significative pour l'ensemble des pays. La tendance vers la valeur zéro des coefficients de détermination, représentant la part de la variabilité de la composante commune, traduisent l'importance de la composante spécifique. La comparaison des deux sous zones monétaires met en évidence la spécificité des chocs dans la sous zone CEMAC, tandis que la composante commune des chocs est beaucoup plus importante dans la zone UEMOA.

5. Conclusion

En se basant uniquement sur le critère de symétrie des chocs, les pays qui ont à gagner à être membre de l'union monétaire sont ceux qui ont des chocs attachés à la composante commune et symétriques à celle-ci. En effet, si les chocs qui frappent les

économies suscitent en leur sein des effets similaires ou symétriques, le coût d'appartenir à la zone monétaire serait faible puisque la politique monétaire commune se révèle adaptée aux désirs de chacune de ces économies. En revanche, le coût est élevé si les chocs sont très spécifiques, ce qui suppose évidemment des politiques monétaires adaptées. De ce fait, cela implique un rôle important et utile à la politique monétaire.

Cette étude a consisté à identifier les chocs d'offre et de demande et à apprécier de leur influence sur les variables macro-économiques à travers un modèle VAR structurel. La robustesse des résultats dépend essentiellement des séries macro-économiques retenues. Néanmoins, les résultats montrent que, de façon générale, les chocs d'offre et de demande produisent des effets symétriques sur les variables macro-économiques pour l'ensemble des pays. Par ailleurs, à partir de l'estimation des modèles d'état-mesure, seuls les chocs monétaires touchant les économies sont significativement attachés à la composante commune. Il en résulte en effet que les pays de la zone monétaire CFA sont plus proches par leur monnaie que par leurs structures productives. En outre, dans l'ensemble, les chocs touchant les pays de la sous zone monétaire UEMOA sont beaucoup plus attachés à la composante commune que ceux de la sous zone monétaire CEMAC.

L'absence d'une convergence significative au sein de la zone monétaire CFA en termes de structures productives ne permet pas ici de remettre en question les gains d'appartenance à l'union monétaire, même si on se réfère aux critères définissant l'optimalité d'une zone monétaire, et ici en l'occurrence, la structure stochastique des pays membres. Néanmoins, ces résultats nous amènent à s'interroger sur le degré d'intégration économique. Un renforcement de celle-ci ne peut être que nécessaire.

Afin d'imprimer une influence significative à la dynamique du développement des pays de la zone, l'intégration monétaire doit être conçue comme un relais de l'intégration économique. La littérature sur la TZMO montre qu'il est avantageux de regrouper en union monétaire des pays qui ont rapproché leurs économies. En effet, il n'y a pas d'union monétaire sans obligation de maintenir en permanence la cohérence du développement de tous les pays membres. Fort de cette nécessité, les Ministres des Finances de la zone CFA, lors de la dernière réunion, ont reconnu la nécessité de renforcer la crédibilité de l'ancrage du FCFA à l'Euro et ont décidé d'instituer un

Comité de convergence appuyé dans ses travaux par AFRISTAT, instance de coordination et d'information réciproques entre les institutions de l'UEMOA et celles de la CEMAC.

ANNEXES

Annexe 1 : Tests de cointégration de Johansen [1988]

Pays	Rang	$\hat{\lambda}_{Trace}$	valeur critique	
			à 5%	à 1%
BENIN	r=0	19.29	29.68	35.65
	r=1	3.78	15.41	20.04
	r=2	0.01	3.76	6.65
BURKINA FASO	r=0	25.61	29.68	35.65
	r=1	7.49	15.41	20.04
	r=2	0.10	3.76	6.65
CÔTE D'IVOIRE	r=0	26.23	29.68	35.65
	r=1	10.38	15.41	20.04
	r=2	3.09	3.76	6.65
NIGER	r=0	41.46	29.68*	35.65**
	r=1	7.87	15.41	20.04
	r=2	2.21	3.76	6.65
SÉNÉGAL	r=0	23.86	29.68	35.65
	r=1	8.92	15.41	20.04
	r=2	0.02	3.76	6.65
TOGO	r=0	28.10	29.68	35.65
	r=1	11.71	15.41	20.04
	r=2	0.24	3.76	6.65
CAMEROUN	r=0	17.22	29.68	35.65
	r=1	7.95	15.41	20.04
	r=2	0.19	3.76	6.65
CENTRAFRIQUE	r=0	25.57	29.68	35.65
	r=1	12.95	15.41	20.04
	r=2	3.03	3.76	6.65
GONGO	r=0	18.54	29.68	35.65
	r=1	6.63	15.41	20.04
	r=2	0.26	3.76	6.65
GABON	r=0	22.17	29.68	35.65
	r=1	7.23	15.41	20.04
	r=2	3.23	3.76	6.65
TCHAD	r=0	15.27	29.68	35.65
	r=1	3.71	15.41	20.04
	r=2	1.28	3.76	6.65

* (**): rejette l'hypothèse H_0 de non cointégration au seuil de risque de première espèce de 5% (1%)

Annexe 2 : Estimation du modèle à correction d'erreur pour le Niger

Modèle à correction d'erreur pour le Niger en une seule étape avec 2 retards et une équation de cointégration

$$\Delta y = A_{11} [B_{11}m(-1) + B_{12}\pi(-1) + B_{13}y(-1) + B_{14}] + C_{11}\Delta m(-1) + C_{12}\Delta m(-2) + C_{13}\Delta\pi(-1) + C_{14}\Delta\pi(-2) + C_{15}\Delta y(-1) + C_{16}\Delta y(-2) + C_{17}$$

$$\Delta\pi = A_{21} [B_{11}m(-1) + B_{12}\pi(-1) + B_{13}y(-1) + B_{14}] + C_{21}\Delta m(-1) + C_{22}\Delta m(-2) + C_{23}\Delta\pi(-1) + C_{24}\Delta\pi(-2) + C_{25}\Delta y(-1) + C_{26}\Delta y(-2) + C_{27}$$

$$\Delta m = A_{31} [B_{11}m(-1) + B_{12}\pi(-1) + B_{13}y(-1) + B_{14}] + C_{31}\Delta m(-1) + C_{32}\Delta m(-2) + C_{33}\Delta\pi(-1) + C_{34}\Delta\pi(-2) + C_{35}\Delta y(-1) + C_{36}\Delta y(-2) + C_{37}$$

Résultats de L'estimation du modèle ECM pour le Niger

ECM	A ₁₁	A ₂₁	A ₃₁
Force de rappel vers l'équilibre	0.027475	0.016155	0.130453
t-statistics	(1.66074)	(0.69038)	(5.58142)

Annexe 3 : Décomposition des variances des erreurs de prévision et fonctions de réponse

DÉCOMPOSITION DE LA VARIANCE DE L'ERREUR DE PRÉVISION DU TAUX DE CROISSANCE DU PIB RÉEL							
Contribution relative des chocs d'offre							
Horizon (en année)	1	2	3	4	5	10	20
BÉNIN	100.00	99.49	95.18	94.14	94.23	94.14	94.14
BURKINA FASO	100.00	99.72	97.73	97.73	97.76	97.73	97.73
CÔTE D'IVOIRE	100.00	91.18	86.01	84.84	84.62	84.51	84.51
NIGER	100.00	93.18	93.30	92.88	92.87	92.87	92.87
SENÉGAL	100.00	98.63	90.28	89.75	89.73	89.71	89.71
TOGO	100.00	99.63	94.73	94.56	94.55	94.53	94.53
CAMEROUN	100.00	68.81	50.08	51.72	51.26	47.59	47.41
CENTRAFRIQUE	100.00	90.54	89.97	90.05	89.97	89.96	89.96
CONGO	100.00	86.64	82.97	82.07	81.86	81.81	81.81
GABON	100.00	89.50	83.84	83.36	81.97	81.62	81.62
TCHAD	100.00	95.64	88.43	87.79	85.95	85.42	85.39
Contribution relative des chocs de demande réels							
Horizon (en année)	1	2	3	4	5	10	20
BÉNIN	0.00	0.48	4.79	5.82	5.73	5.82	5.82
BURKINA FASO	0.00	0.25	2.24	2.18	2.21	2.24	2.24
CÔTE D'IVOIRE	0.00	8.50	13.38	14.53	14.74	14.84	14.84
NIGER	0.00	6.72	6.60	7.01	7.02	7.02	7.02
SENÉGAL	0.00	1.37	9.71	10.23	10.25	10.27	10.27
TOGO	0.00	0.37	5.09	5.26	5.26	5.28	5.28
CAMEROUN	0.00	25.22	42.48	41.31	41.89	45.52	45.71
CENTRAFRIQUE	0.00	1.55	1.91	1.89	1.96	1.97	1.97
CONGO	0.00	6.50	9.62	10.67	10.86	10.90	10.90
GABON	0.00	8.49	8.18	8.35	9.74	10.13	10.13
TCHAD	0.00	4.34	10.73	10.74	12.26	12.46	12.47
Contribution relative des chocs de demande nominaux							
Horizon (en année)	1	2	3	4	5	10	20
BÉNIN	0.00	0.03	0.03	0.04	0.04	0.04	0.04
BURKINA FASO	0.00	0.03	0.03	0.03	0.03	0.03	0.03
CÔTE D'IVOIRE	0.00	0.32	0.61	0.63	0.64	0.65	0.65
NIGER	0.00	0.10	0.10	0.11	0.11	0.11	0.11
SENÉGAL	0.00	0.00	0.01	0.02	0.02	0.02	0.02
TOGO	0.00	0.00	0.18	0.18	0.19	0.19	0.19
CAMEROUN	0.00	5.97	7.44	6.97	6.85	6.89	6.88
CENTRAFRIQUE	0.00	7.91	8.12	8.06	8.07	8.07	8.07
CONGO	0.00	6.86	7.41	7.26	7.28	7.29	7.29
GABON	0.00	2.01	7.98	8.29	8.29	8.25	8.25
TCHAD	0.00	0.02	0.84	1.47	1.79	2.12	2.14

**DÉCOMPOSITION DE LA VARIANCE DE L'ERREUR DE PRÉVISION DU TAUX DE CROISSANCE DU
DEFLATEUR DU PIB**

Contribution relative des chocs d'offre

Horizon (en année)	1	2	3	4	5	10	20
BÉNIN	0.62	0.55	4.27	4.75	4.72	4.77	4.77
BURKINA FASO	8.08	9.12	10.20	10.17	10.40	10.42	10.42
CÔTE D'IVOIRE	3.10	2.99	3.01	3.03	3.04	3.04	3.04
NIGER	11.24	11.10	15.59	15.77	15.86	15.86	15.86
SÉNÉGAL	6.05	11.21	11.12	11.13	11.15	11.15	11.15
TOGO	3.82	11.20	11.43	11.39	11.43	11.43	11.43
CAMEROUN	22.53	25.33	27.04	26.10	25.26	25.12	25.06
CENTRAFRIQUE	1.58	5.70	26.52	26.25	26.72	27.03	27.03
CONGO	14.16	18.00	17.97	17.95	17.94	17.94	17.94
GABON	11.98	12.53	15.37	15.36	15.26	15.27	15.27
TCHAD	2.86	10.67	13.10	13.14	13.10	13.46	13.46

Contribution relative des chocs de demande réels

Horizon (en année)	1	2	3	4	5	10	20
BÉNIN	99.38	99.45	95.72	95.24	95.27	95.22	95.22
BURKINA FASO	91.92	90.87	89.78	89.81	89.58	89.56	89.56
CÔTE D'IVOIRE	96.90	96.99	96.97	96.95	96.94	96.94	96.94
NIGER	88.76	88.88	84.35	84.17	84.08	84.08	84.08
SÉNÉGAL	93.85	88.78	88.86	88.85	88.83	88.83	88.83
TOGO	96.18	88.79	88.53	88.57	88.53	88.53	88.53
CAMEROUN	77.47	73.42	71.70	72.61	73.21	73.28	73.33
CENTRAFRIQUE	98.42	89.18	69.43	68.88	68.15	67.86	67.86
CONGO	85.84	67.45	67.28	67.15	67.16	67.15	67.15
GABON	88.02	85.85	82.42	82.21	81.61	81.56	81.56
TCHAD	97.14	89.32	82.71	82.59	81.86	81.50	81.49

Contribution relative des chocs de demande nominaux

Horizon (en année)	1	2	3	4	5	10	20
BÉNIN	0.00	0.00	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01
BURKINA FASO	0.00	0.01	0.02	0.02	0.02	0.02	0.02
CÔTE D'IVOIRE	0.00	0.02	0.02	0.02	0.02	0.02	0.02
NIGER	0.00	0.02	0.06	0.06	0.06	0.06	0.06
SÉNÉGAL	0.00	0.01	0.02	0.02	0.02	0.02	0.02
TOGO	0.00	0.00	0.04	0.04	0.04	0.04	0.04
CAMEROUN	0.00	1.25	1.26	1.29	1.53	1.60	1.61
CENTRAFRIQUE	0.00	5.12	4.05	4.87	5.13	5.11	5.11
CONGO	0.00	14.55	14.75	14.90	14.90	14.91	14.91
GABON	0.00	1.62	2.21	2.43	3.13	3.17	3.17
TCHAD	0.00	0.01	4.19	4.27	5.04	5.04	5.05

DÉCOMPOSITION DE LA VARIANCE DE L'ERREUR DE PRÉVISION DU TAUX DE CROISSANCE MONÉTAIRE

Contribution relative des chocs d'offre

Horizon (en année)	1	2	3	4	5	10	20
BÉNIN	3.48	5.34	5.75	5.85	6.13	6.26	6.26
BURKINA FASO	1.99	3.24	3.73	3.96	4.03	4.08	4.08
CÔTE D'IVOIRE	15.57	14.43	14.77	14.87	14.88	14.89	14.89
NIGER	0.08	1.32	1.32	1.76	1.76	1.78	1.78
SÉNÉGAL	0.15	9.95	11.37	12.01	12.13	12.17	12.17
TOGO	14.69	14.77	14.92	14.91	14.91	14.91	14.91
CAMEROUN	8.74	7.84	10.85	10.78	9.99	10.23	10.22
CENTRAFRIQUE	0.38	0.92	7.19	7.13	7.13	7.20	7.20
CONGO	16.96	24.80	26.33	26.42	26.45	17.69	17.69
GABON	57.72	52.84	50.77	50.77	51.17	51.19	51.19
TCHAD	2.60	2.29	3.24	3.20	3.97	4.08	4.08

Contribution relative des chocs de demande réels

Horizon (en année)	1	2	3	4	5	10	20
BÉNIN	31.32	30.88	32.07	32.72	32.71	32.73	32.73
BURKINA FASO	16.53	31.46	31.30	31.29	31.31	31.30	31.30
CÔTE D'IVOIRE	71.23	74.06	73.69	73.62	73.62	73.61	73.61
NIGER	13.08	18.41	18.41	18.34	18.36	18.36	18.36
SÉNÉGAL	35.95	35.16	36.94	36.67	37.10	37.10	37.10
TOGO	30.16	31.06	31.07	31.10	31.12	31.12	31.12
CAMEROUN	29.83	31.88	32.06	35.46	39.43	41.56	41.79
CENTRAFRIQUE	24.59	24.22	22.64	22.45	22.47	22.45	22.45
CONGO	15.64	16.50	17.02	17.61	17.66	17.69	17.69
GABON	12.88	22.97	26.57	26.60	26.47	26.52	26.52
TCHAD	37.09	44.93	44.86	46.82	47.17	47.05	47.05

Contribution relative des chocs de demande nominaux

Horizon (en année)	1	2	3	4	5	10	20
BÉNIN	65.20	63.78	62.18	61.43	61.16	61.01	61.01
BURKINA FASO	81.48	65.30	64.97	64.75	64.65	64.62	64.62
CÔTE D'IVOIRE	13.20	11.51	11.54	11.51	11.50	11.50	11.50
NIGER	86.84	80.27	80.27	79.90	79.88	79.86	79.86
SÉNÉGAL	63.90	54.89	51.69	51.32	50.77	50.73	50.73
TOGO	55.15	54.17	54.01	53.98	53.97	53.97	53.97
CAMEROUN	61.43	60.28	57.09	53.76	50.58	48.21	47.99
CENTRAFRIQUE	75.03	74.86	70.17	70.42	70.40	70.35	70.35
CONGO	67.40	58.70	56.65	55.97	55.89	55.87	55.87
GABON	29.40	24.19	22.66	22.63	22.36	22.29	22.29
TCHAD	60.31	52.78	51.90	49.98	48.86	48.87	48.87

Réponse des variables Δy , $\Delta \pi$ et Δm suite à un choc de demande nominal

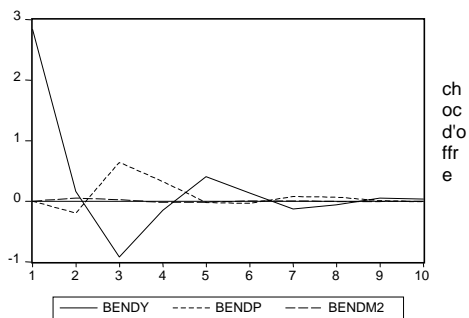
Cameroun

Horizon en année	Δy	$\Delta \pi$	Δm
1	3.237660	5.984732	8.588223
2	0.065202	2.617197	2.633181
3	2.231601	1.737454	-0.833948
4	0.942064	2.853957	0.485073
5	-0.306277	3.327453	1.273810
6	0.739809	1.792686	0.519187
7	0.803037	0.923484	0.041075
8	0.074870	1.254040	0.274276
9	0.097360	1.130066	0.356919
10	0.325380	0.603086	0.148085
∞	0.000000	0.000000	0.000000

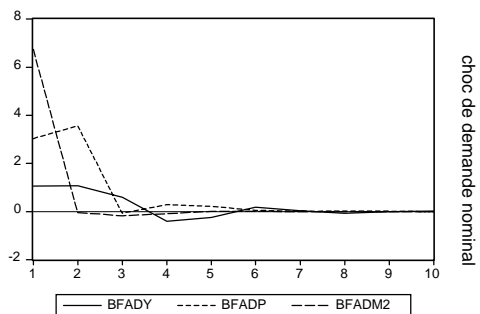
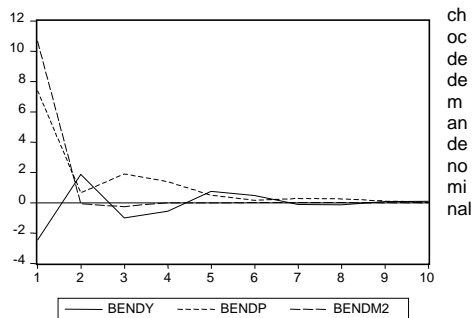
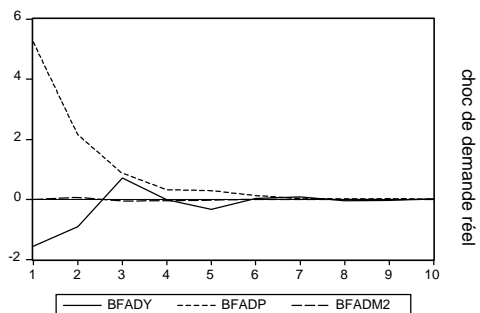
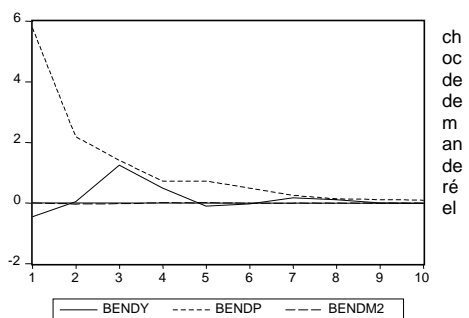
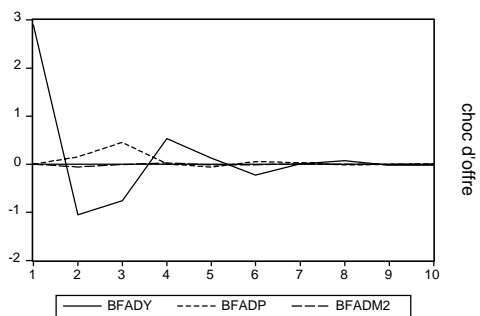
Cote d'Ivoire

Horizon en année	Δy	$\Delta \pi$	Δm
1	4.618126	9.878513	4.253102
2	1.167884	4.344244	0.156619
3	0.816452	0.265854	0.373079
4	0.485449	0.530573	0.103570
5	0.175274	0.235191	0.078549
6	0.126934	0.152622	0.037599
7	0.049841	0.073397	0.017497
8	0.032488	0.039090	0.010245
9	0.014720	0.021180	0.004708
10	0.008504	0.010951	0.002739
∞	0.000000	0.000000	0.000000

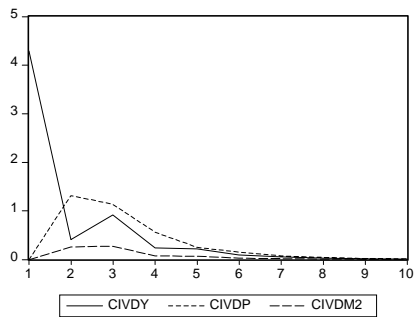
BÉNIN



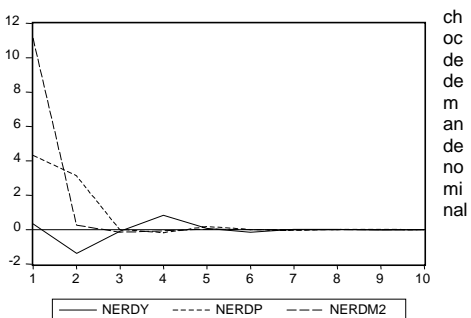
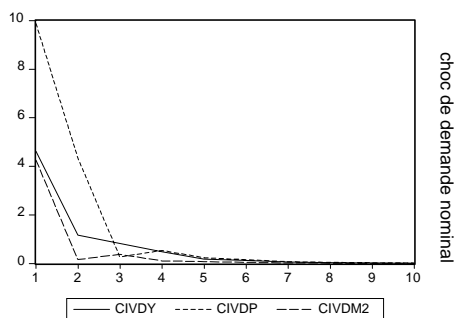
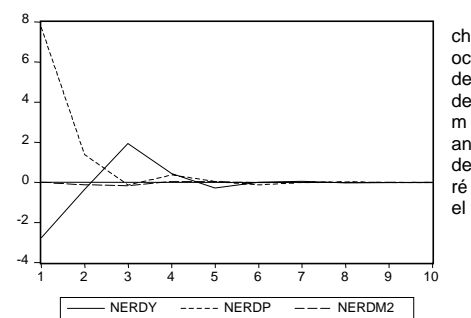
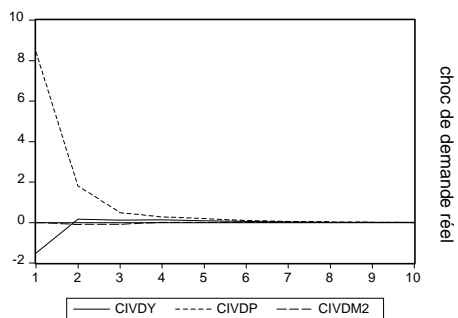
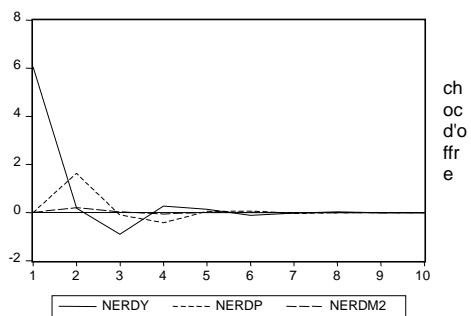
BURKINA FASO



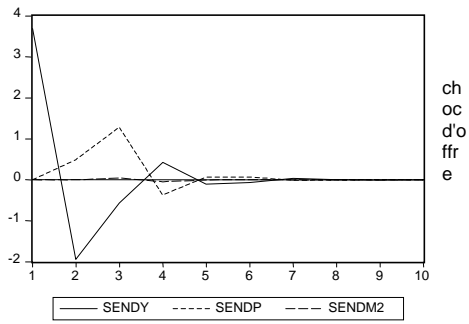
CÔTE D'IVOIRE



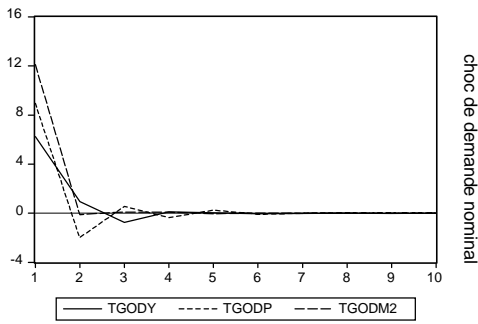
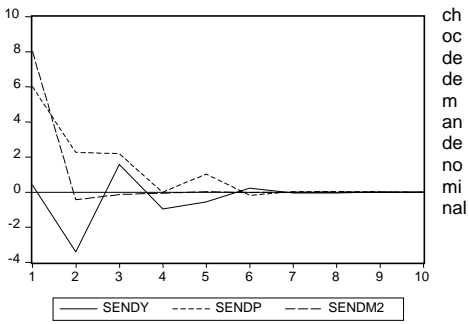
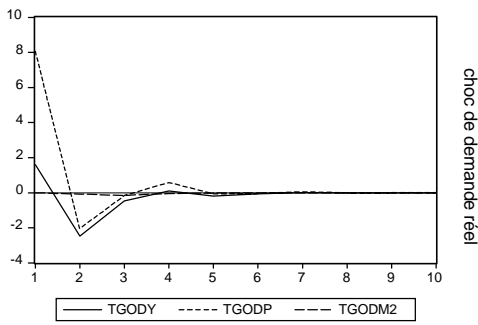
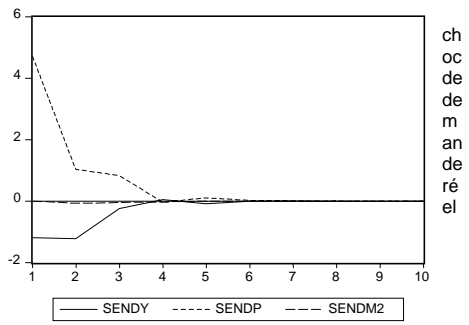
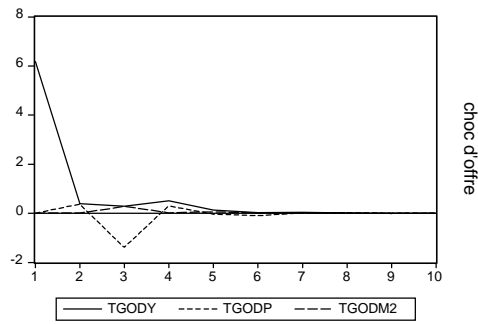
NIGER



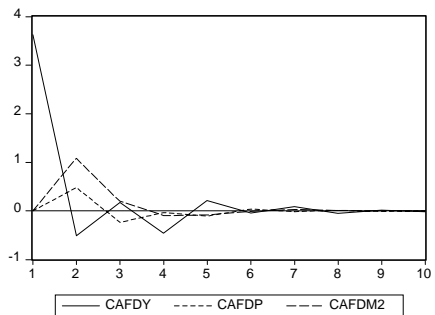
SÉNÉGAL



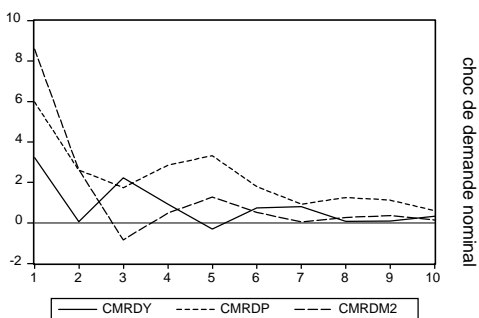
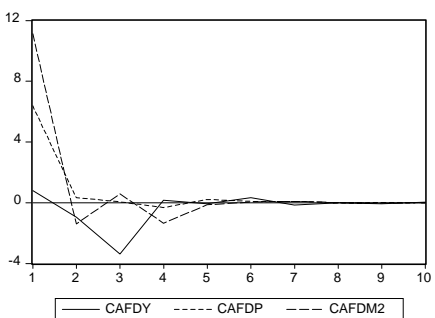
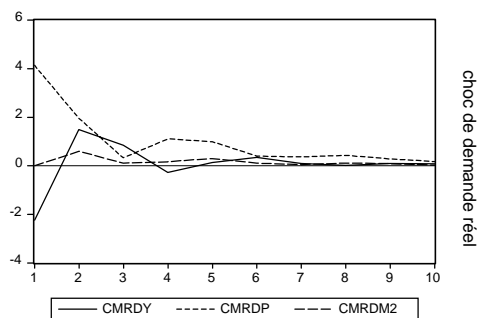
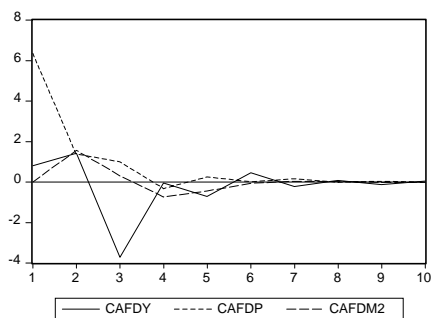
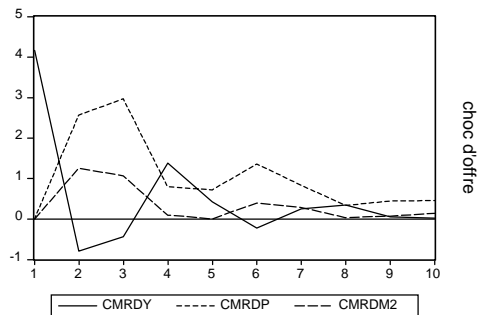
TOGO



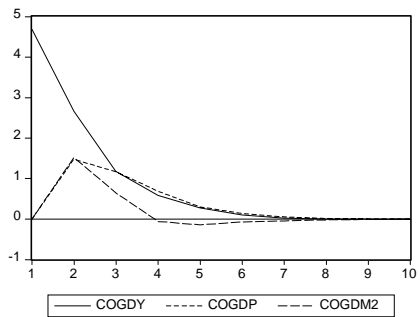
CENTRAFRIQUE



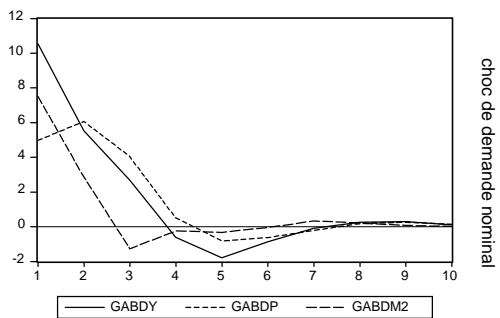
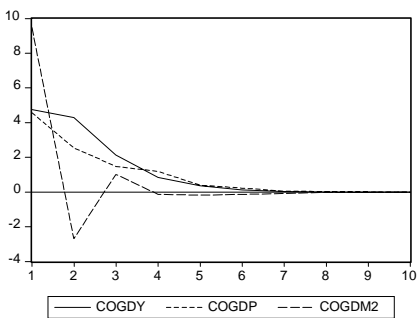
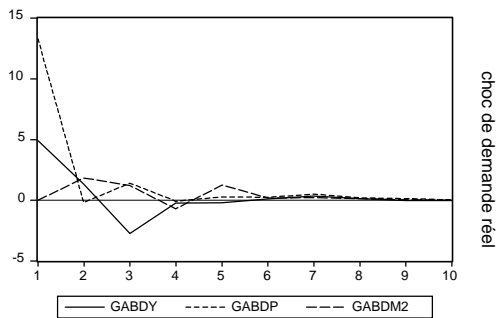
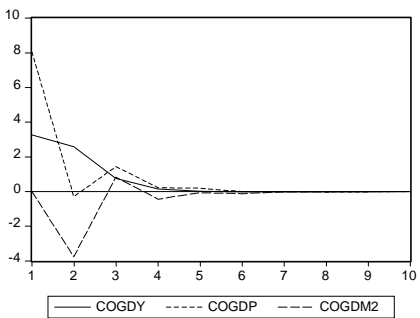
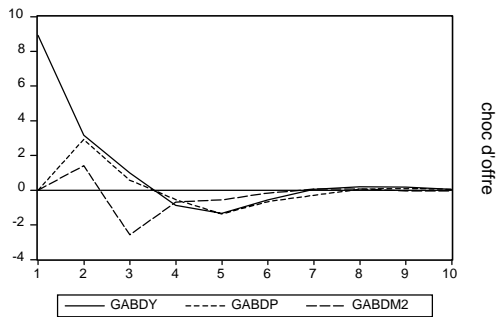
CAMEROUN



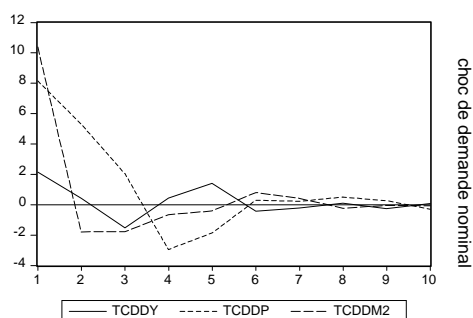
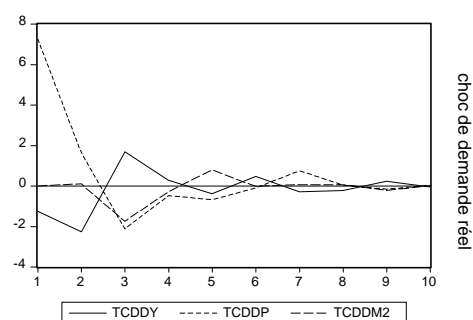
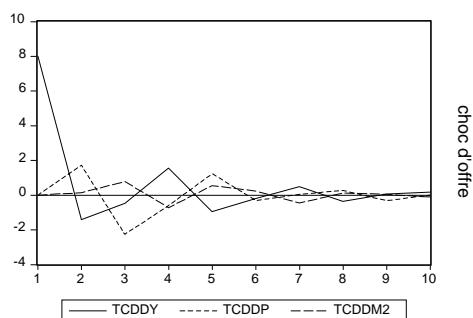
CONGO



GABON



TCHAD



Annexe 4 : Matrice A_{LT} et C_{LT}

On a simultanément :

$$\Delta x_t = \sum_{i=0}^{\infty} A_i \varepsilon_{t-i} = A(L) \varepsilon_t$$

$$\Delta x_t = \sum_{i=0}^{\infty} C_i e_{t-i} = C(L) e_t \text{ avec } C_0 = 1.$$

A long terme on a :

$$\forall t, \varepsilon = \bar{\varepsilon} \text{ et } e = \bar{e}$$

et donc :

$$A_0 \bar{\varepsilon} + A_1 \bar{\varepsilon} + A_2 \bar{\varepsilon} + \dots = \bar{e} + C_1 \bar{e} + C_2 \bar{e} + \dots$$

soit encore :

$$\left[\sum_{i=0}^{+\infty} A_i \right] \bar{\varepsilon} = \left[\sum_{i=0}^{+\infty} C_i \right] \bar{e}$$

Or, d'après l'équation (2.11) $A_0 \varepsilon_t = e_t$, soit : $A_0 \bar{\varepsilon} = \bar{e}$ et donc :

$$\left[\sum_{i=0}^{+\infty} A_i \right] \bar{\varepsilon} = \left[\sum_{i=0}^{+\infty} C_i \right] A_0 \bar{\varepsilon}$$

On voit par conséquent que :

$$A_{LT} = C_{LT} A_0$$

Construction de la matrice C_{LT} des effets de long terme des chocs du modèle réduit : La forme réduite du modèle a pour expression :

$$\Delta x_t = H_1 \Delta x_{t-1} + H_2 \Delta x_{t-2} + \dots + H_q \Delta x_{t-q} + e_t$$

A long terme on a :

$$\Delta x_t = \bar{\Delta x} \quad \text{et} \quad e_t = \bar{e} \quad \forall t$$

et donc :

$$\bar{\Delta x} = (H_1 + H_2 + \dots + H_q) \bar{\Delta x} + \bar{e}$$

$$\bar{e} = (I - H_1 - \dots - H_q) \bar{\Delta x}$$

Par ailleurs, on a :

$$\Delta x_t = e_t + C_1 e_{t-1} + C_2 e_{t-2} + \dots$$

de sorte que, à long terme :

$$\bar{\Delta x} = (I + C_1 + C_2 + \dots) \bar{e} = C_{LT} \bar{e}$$

et encore :

$$\bar{e} = C_{LT}^{-1} \bar{\Delta x}$$

Dès lors, C_{LT} est nécessairement tel que :

$$C_{LT}^{-1} = (I - H_1 - \dots - H_q)$$

et donc :

$$C_{LT} = (I - H_1 - \dots - H_q)^{-1}$$

Références bibliographiques

- BANQUE DE FRANCE [1997], Note d'Information numéro 106, Direction de la Communication, mars.
- BAYOUMI T. et B. EICHENGREEN [1992], « Shocking aspects of monetary unification », Working Paper n°3949, NBER, Cambridge, MA.
- BAYOUMI T. et P. MASSON [1994], « Currency union, economic fluctuations and adjustment : some empirical evidence », CEPR, Discussion Paper, n°1172.
- BECART A. [1997], « Intégration et développement : bilan et perspectives de la zone franc en Afrique », Paris, l'Harmattan, pp. 330.
- BLANCHARD O. et D. QUAH [1989], « The dynamic effect of aggregate demand and supply disturbances », American Economic Review, vol. 79, pp. 655-673.
- BOONE L. [1997], « Symétrie des chocs en union européenne : une analyse dynamique », Economie Internationale, vol. 70, 2^e trimestre, pp.7-34.
- BOSCO N.J.M. [1999], « Les implications institutionnelles d'une union monétaire : le cas de la banque centrale européenne », Thèse de Doctorat, Université de Poitiers, France.
- BOUGHTON J. M. [1991], « The CFA Franc Zone : currency union and monetary standard », Working Paper 91/133, International Monetary Fund, december.
- CASELLA A. [1992], « Participation in a currency union », American Economic Review, vol. 82, pp.847-863.
- CHAMIE N., A. DESERRES et R. LALONDE [1994], « Optimum currency areas and shock asymmetry : a comparison of Europe and the United States », Working Paper n°1, Banque of Canada.
- COHEN D. et C. WYPLOSZ [1989], « The european monetary union : an agnostic evaluation », Discussion paper n°306, CEPR.
- EICHENGREEN B. [1990], « Costs and benefits of european monetary unification », CEPR, Discussion Paper, n°453.
- FENTON P. et J. MURRAY [1993], Optimum currency areas : a cautionary tale », in Proceedings of a Conference Held at the Bank of Canada : The exchange rate and the economy, Ottawa : Bank of Canada, vol. 22-23, june, pp. 485-531.
- FIELDING D. et SHIELDS K. [1999], « Is the Franc Zone an optimal currency area ? », Department of Economics, University of Leicester, october.

- GERARDIN H. [1994], « La zone Franc », Paris, Harmattan.
- HONOHAN P. [1990], « Price and monetary convergence in currency unions : the Franc and Rand zones », World Bank, Policy Research, and external affairs working paper, 390, march.
- KENEN P. [1969], « The theory of optimum currency areas : an eclectic view », in Mundell R. and A. K. Swoboda (eds.) : Monetary problems of the international economy, Conference on International Monetary Problems, Chicago, University of Chicago Press, pp. 41-60.
- LELART M. [1996], « Un exemple d'intégration institutionnelle : l'évolution de la zone Franc », Document de Recherche 11/EI, Institut d'Orléans de Finance.
- MASSON P. R. et M. P. TAYLOR [1992], « Common currency areas and currency unions : an analysis of the issues », Discussion paper 617, CEPR.
- MCKINNON R. I. [1963], « Optimum currency areas », American Economic Review, vol. 53, pp. 717-724.
- MUNDELL R. [1961], « A theory of optimum currency areas », American Economic Review, vol. 51, pp. 657-665.