

BEAC

Banque des Etats de
l'Afrique Centrale



BEAC Working Paper

- BWP N° 04/18 -

Contributions relatives des chocs de demande agrégée et d'offre agrégée aux fluctuations de la croissance réelle en zone CEMAC

NGOMBA BODI Francis Ghislain

Economiste

Direction des Etudes, de la Recherche et des Statistiques

ngomba@beac.int

BANQUE DES ETATS DE
L'AFRIQUE CENTRALE

736, Avenue Monseigneur
Vogt BP:1917 Yaoundé
Cameroun

Tel : (237) 22234030 /
22234060

Fax : (237) 22233329

www.beac.int

Les opinions émises dans ce document de travail sont propres à leur (s) auteur (s) et ne représentent pas nécessairement la position de la Banque des Etats de l'Afrique Centrale.

The opinions expressed in this working paper are those of the author (s) and don't necessarily represent the views of the Central Bank of Central Africa States.

CONTRIBUTIONS RELATIVES DES CHOCS DE DEMANDE AGREGÉE ET D'OFFRE AGREGÉE AUX FLUCTUATIONS DE LA CROISSANCE REELLE EN ZONE CEMAC

NGOMBA BODI Francis Ghislain *

Octobre 2018

Résumé

L'objectif de ce papier est de déterminer les contributions relatives des chocs de demande agrégée et d'offre agrégée à la croissance réelle en zone CEMAC. L'analyse factuelle de la croissance dans la sous-région depuis 20 ans montre une dépendance aux cours de l'or noir dont les effets sur la croissance transigent, en partie, via la politique budgétaire. De ce fait, les chocs d'offre peuvent déplacer la courbe de demande. Ce constat justifie notre approche économétrique originale, qui subdivise chaque choc composite en 2 types : les *chocs idiosyncratiques* et les *chocs communs*, et prend appui sur le cadre d'analyse SVAR en panel de Pedroni (2013) auquel nous adjoignons les conditions d'identification proposées par Cover, Enders et Hueng (2006). Ces derniers tiennent compte de la possibilité d'une corrélation entre les chocs d'offre agrégée et les chocs de demande agrégée. Trois principaux résultats sont obtenus. Tout d'abord ; ***les chocs d'offre agrégée et de demande agrégée ont la même influence sur la croissance à court et moyen terme.*** Ce qui montre l'existence d'une certaine marge de manœuvre des autorités monétaires. Par ailleurs, les chocs affectant toutes les économies de la CEMAC (chocs communs) sont presque inexistant. Enfin, les corrélations des chocs d'offre et de demande sont non nulles et invalident de ce fait les conditions d'identification de Blanchard et Quah (1989).

Mots-clés : choc d'offre, choc de demande, politique monétaire, croissance, décomposition de la variance, fluctuations macroéconomiques, SVAR en panel, Corrélation des chocs

Codes JEL : C32, C33, C51, E31, E52, E58, E61, O47

THE RELATIVE IMPORTANCE OF SUPPLY AND DEMAND SHOCKS TO THE REAL GROWTH FLUCTUATIONS IN CEMAC SUBREGION

Abstract

The objective of this paper is to determine the relative importance of aggregate demand and aggregate supply shocks to fluctuations of real growth in CEMAC. The factual analysis of growth in the sub-region over the last 20 years shows a dependence on oil prices whose effects on growth are channeled by fiscal policy. As a result, supply shocks can displace the demand curve. This fact justifies our original econometric approach, which subdivides each shock into two types : idiosyncratic shocks and common shocks, and builds on Pedroni's panel SVAR analysis framework (2013), to which we add the proposed identification conditions by Cover, Enders and Hueng (2006). These take into account the possibility of a correlation between aggregate supply shocks and aggregate demand shocks. Three main results are obtained. First of all, ***aggregate supply and aggregate demand shocks have the same influence on growth in the short and medium term.*** This shows the existence of a certain flexibility in the scope of the monetary authorities. Moreover, shocks affecting all CEMAC economies (common shocks) are almost non-existent. Finally, the correlations of supply and demand shocks are non-zero and invalidate the identification conditions of Blanchard and Quah (1989).

*. Économiste, Direction des Études, de la Recherche et des Statistiques, BEAC. Courriel : ngomba@beac.int

L'auteur remercie les participants aux ateliers de recherche internes et externes de la BEAC pour leurs commentaires. Les erreurs éventuellement contenues dans le document relèvent de son seul fait.

Keywords : *supply shocks, demand shocks, monetary policy, growth, variance decomposition, macroeconomic fluctuations, panel SVAR, shocks correlation*

JEL Classification : C32, C33, C51, E31, E52, E58, E61, O47

Sommaire

Résumé non technique	4
INTRODUCTION	5
1 Les fluctuations de la croissance économique en zone CEMAC sur la période 2000-2016	6
2 Revue de littérature	10
3 Le modèle SVAR en panel	13
4 Les données	15
5 Résultats d'estimation et Interprétation	16
5.1 Corrélation des chocs d'offre agrégée et de demande agrégée	16
5.2 Pente de la courbe d'offre agrégée	17
5.3 Les réponses impulsionnelles	17
5.4 La décomposition de la variance	18
CONCLUSION	20
BIBLIOGRAPHIE	21
ANNEXES	24

Résumé non technique

L'économie est affectée par plusieurs chocs de nature diverse qui la font dévier de sa trajectoire d'équilibre. Ces chocs sont de plusieurs ordres, mais peuvent être classés en deux principaux à savoir les chocs d'offre et les chocs de demande. Un choc d'offre est un événement inattendu qui affecte les conditions de production de l'économie. Un choc de demande quant à lui représente un phénomène qui affecte le revenu des agents économiques. La connaissance des influences respectives de ces chocs permet d'établir un fait stylisé important relatif à l'économie d'un pays. En effet, lorsque les chocs d'offre occupent une place prépondérante dans l'explication des fluctuations de la croissance, alors la marge de manœuvre de la banque centrale (dont l'action sur le cycle passe par la demande agrégée) est étroite, et les politiques structurelles, qui sont principalement du ressort des gouvernements, permettent d'influencer la croissance. Dans le cas contraire, à savoir que les chocs de demande expliquent la majorité des variations du produit, alors la marge d'action des autorités monétaires se trouve élargie.

La majorité de la littérature a établi l'idée que les chocs d'offre expliquent plus de 70 % des variations de la croissance en Afrique subsaharienne, en d'autres termes, que la croissance est essentiellement expliquée par des facteurs liés à la production des biens et services. Ce résultat dépend fortement des hypothèses de modélisation retenue qui s'appuient sur une hypothèse erronée, à savoir l'indépendance des chocs d'offre et des chocs de demande. En effet, le pétrole représente l'essentiel du PIB de la CEMAC. L'analyse factuelle de la croissance depuis vingt ans montre que les effets de boom pétrolier sur la croissance transitent via la politique budgétaire et ses effets redistributifs.

Compte tenu de ce qui précède, nous reposons la question des contributions relatives des chocs de demande et des chocs d'offre aux fluctuations de la croissance, à l'aune d'une potentielle corrélation entre ces deux chocs.

A l'aide d'une modélisation appropriée, nous arrivons à trois principaux résultats :

- les chocs d'offre agrégée et de demande agrégée ont la même influence sur la croissance à court et moyen terme ;
- les chocs affectant toutes les économies de la CEMAC (chocs communs) sont presque inexistant ;
- les corrélations des chocs d'offre et de demande sont non nulles.

Ces résultats appellent à plusieurs observations : **(i)** les autorités monétaires en zone CEMAC disposent d'une certaine marge de manœuvre, **(ii)** l'hétérogénéité en zone CEMAC est assez forte pour qu'aucun choc ne puisse affecter tous les pays de la zone en même temps ; **(iii)** les conditions d'identification de Blanchard et Quah (1989) sont invalidées pour le cas des pays de la zone CEMAC.

INTRODUCTION

La majorité des pays de la CEMAC exhibe une dépendance marquée aux matières premières, et principalement à la production de pétrole. En effet, le pétrole représente plus de 70 % des exportations totales de la zone et constitue la principale recette budgétaire dans nombre de pays. Si ce produit structure la conjoncture économique, il est également de nature à imposer la nature des chocs affectant les économies de la sous-région. En effet, pendant la décennie 2000-2010, alors que les cours du pétrole étaient au plus haut, la zone a connu une expansion notable marquée par de forts taux de croissance (le taux de croissance moyen sur la période se situant à 6 % environ). Cette décennie a également connu une montée en puissance de la production pétrolière et gazière, en même temps qu'une embellie des cours de ces produits. Ce choc d'offre positif, à la fois sur les prix et sur les quantités, a également entraîné un bond en avant de la demande intérieure qui a triplé entre 2000 et 2016. Cette évolution est due en partie à l'augmentation des revenus budgétaires d'origine pétrolière (de 1800 milliards à 8400 milliards entre 2000 et 2012) qui a entraîné une redistribution à travers l'augmentation des salaires des fonctionnaires, la mise en œuvre de vastes programmes d'infrastructure, l'augmentation de subventions et la création de plusieurs niches fiscales. L'expansionnisme budgétaire a été massif sur la période. Celui-ci s'est redoublé au début des années 2010 avec l'élaboration et le début de mise en œuvre de programmes d'urgence. Il apparaît dès lors l'influence de perturbations dans le compartiment offre (de l'économie) sur la demande intérieure.

Ce constat s'est encore récemment vérifié à l'occasion de la brutale chute des cours du pétrole. Elle a entraîné une réduction des recettes d'exportation, une réduction des recettes budgétaires, une réduction de la consommation et de l'investissement public, l'augmentation des créances improductives des banques. Par conséquent, la croissance économique a ralenti. Toutefois, ce choc pétrolier négatif a eu des effets différenciés suivant les pays. En effet, la croissance réelle dans la zone est passée de 4,8 % en 2014 à -0,2 % en 2016. Cette crise a été l'occasion de mesurer la fracture entre pays, qui se sont répartis en 2 groupes. Le 1er groupe, constitué des trois pays qui ont relativement mieux résisté, notamment le Cameroun, la Centrafrique et le Gabon avec des taux de croissance respectifs de 4,5 %, 5,1 % et 2,4 %. Le second groupe, de pays extrêmement dépendants du pétrole qui ont accusé une croissance négative, Congo, Guinée-Equatoriale, Tchad, avec des taux de croissance respectifs de -2,8 %, -8,5 % et -4,4 %.

A rebours de ces éléments factuels, Hoffmaister et al (1998), qui constitue une référence sur le sujet dans le cas des pays d'Afrique subsaharienne, avaient montré que les chocs d'offre domestiques expliquent environ 80 % de la variance de la croissance dans ces pays-là. Notre hypothèse face à cette incongruité est que ce résultat est lié à la méthode d'identification des chocs retenue, en l'occurrence la méthodologie de Blanchard et Quah (1989). Ces derniers émettent deux hypothèses fortes : la neutralité à long terme des chocs de demande et l'orthogonalité des chocs d'offre et des chocs de demande. En effet, cette dernière hypothèse implique l'indépendance des chocs d'offre et des chocs de demande : ce qui ne cadrerait pas avec la réalité du fonctionnement des économies de la sous-région CEMAC.

Compte tenu de tout ce qui précède, nous sommes amené à reposer la question des contributions relatives des chocs d'offre agrégée et des chocs de demande agrégée, à la lumière notamment d'une possible corrélation entre ces deux chocs. L'objectif étant de statuer ex ante sur la marge de manœuvre de la politique monétaire en zone CEMAC, mais également, dans un autre registre, de se prononcer sur la pertinence de l'utilisation du PIB réel dans le calcul de l'écart de production (étant entendu que cela n'est justifié que si le PIB réel reflète majoritairement les évolutions du compartiment offre de l'économie).

Pour donner une ébauche de réponse à notre interrogation, nous avons estimé un modèle SVAR en panel (Pedroni, 2013), dont la stratégie d'identification nous est fournie par Cover, Enders et Hueng (2006). Celle-ci provient du modèle théorique Offre agrégée - Demande agrégée, et tient compte de la possible corrélation entre ces différents chocs.

Il est apparu qu'en moyenne dans la CEMAC, les contributions des deux chocs sont similaires, précisément à un horizon de 4 trimestres. Après cet horizon, les chocs d'offre dominant, mais d'une courte longueur (60-40). Ce résultat pour la zone masque mal les disparités que l'on retrouve entre pays. D'une part, nous avons le Cameroun et le Gabon qui reflètent le résultat trouvé pour la zone. D'autre part, le Congo et le Tchad, économies pétrolières où les chocs d'offre dominant largement. La RCA, où les chocs d'offre, dominants, proviennent essentiellement de la situation politico-sécuritaire. Et enfin le cas particulier de la Guinée Equatoriale. Par ailleurs, ces chocs sont hautement corrélés, que la pente de la courbe d'offre est positive dans tous les pays.

Le reste du papier est organisé comme suit : dans un premier temps, nous analyserons le phénomène de croissance en zone CEMAC depuis le début des années 2000 (1), ensuite nous exposerons la connexion avec la littérature (2), puis une exposition du modèle sera faite (3) ; par ailleurs nous présenterons les données du modèle et les tests statistiques préalables (4) ; et enfin nous interpréterons les résultats d'estimation (5).

1 Les fluctuations de la croissance économique en zone CEMAC sur la période 2000-2016

Les fluctuations de la croissance en zone CEMAC semblent liées à l'activité pétrolière et aux fluctuations des cours internationaux de ce produit. Cela peut se saisir sur la figure 2 où l'on voit que les épisodes de forte croissance économique correspondent soit à la mise en exploitation de nouveaux champs pétroliers (2004), soit à l'explosion des prix internationaux du pétrole (2008 et 2011). En effet, le secteur pétrolier occupe une place prépondérante dans au moins 4 pays de la zone (Graphique 2). Ce qui accentue la concentration de leurs économies et les surexpose aux chocs extérieurs.

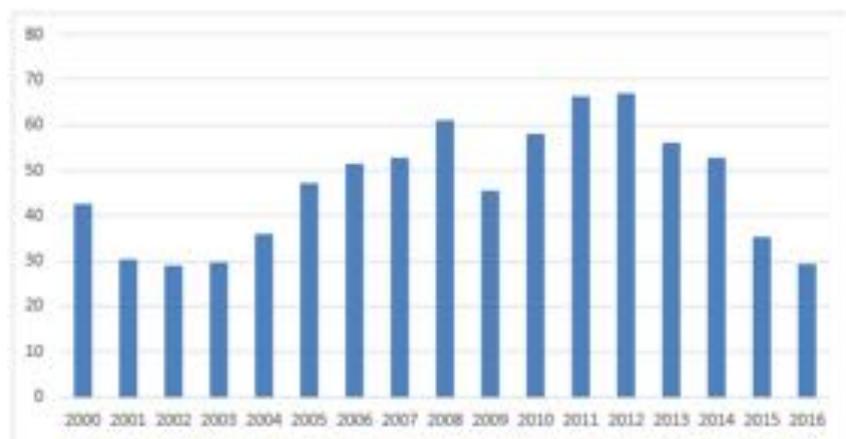
Une forte volatilité caractérise également la croissance des économies de la CEMAC (Graphique 1). Celle-ci est liée au niveau de diversification des économies puisque le

Tableau 1 – Volatilité (écart-type) de la croissance économique en zone CEMAC sur la période 2000 - 2016

Pays	Volatilité
Zone BEAC	2.48
Cameroun	1.12
Centrafrique	10.02
Congo	3.24
Gabon	3.08
Guinée	40.88
Tchad	9.05

Cameroun, le plus relativement diversifié en zone CEMAC, présente la plus faible volatilité de la croissance.

En zone CEMAC, sur la période 2000-2016, la croissance a été davantage tirée par la demande intérieure, notamment la consommation privée et dans une mesure limitée les investissements (investissements publics et dans le secteur pétrolier). (Rapport Zone Franc 2000 à 2016).

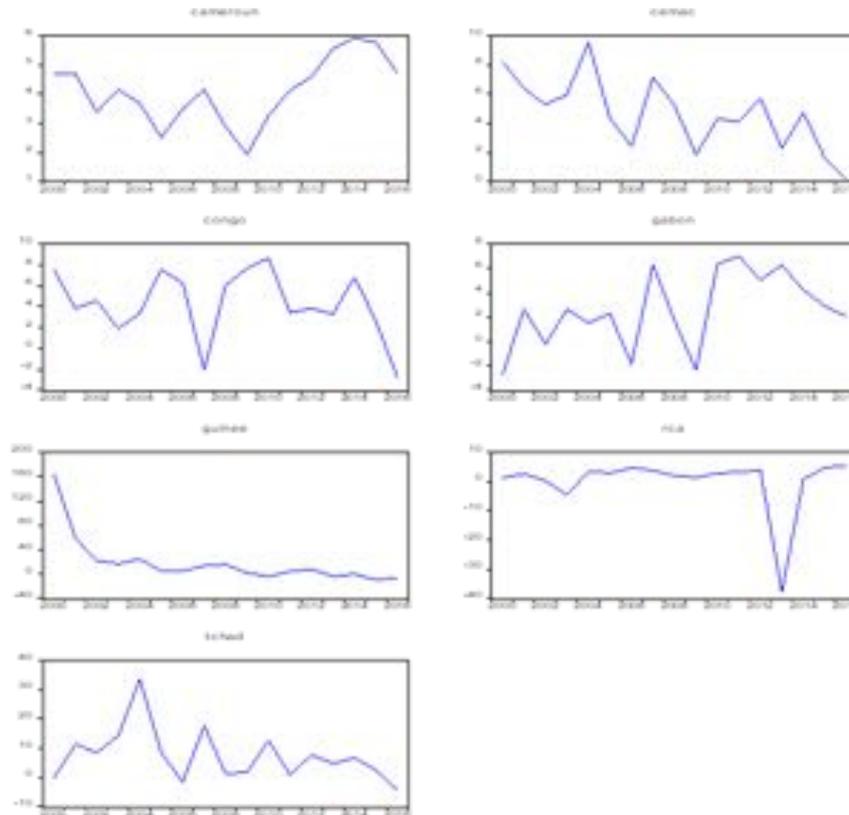


Graphique 1 – Part des exportations pétrolières dans le PIB réel de la CEMAC

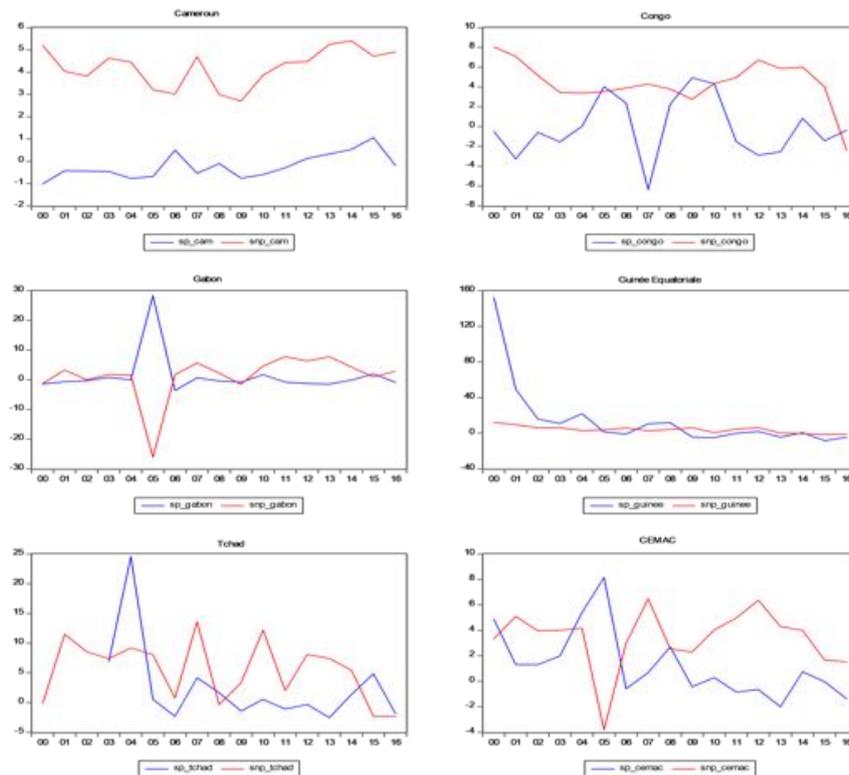
Le graphique 4 nous montre l'état des contributions à la croissance, des secteurs pétrolier et non-pétrolier. Sur toute la période 2000-2016, le secteur non pétrolier a tiré la croissance, tandis que le secteur pétrolier l'a obéré. La seule année où le secteur pétrolier a tiré la croissance, en zone CEMAC, a été l'année de début de production pétrolière au Tchad, en 2004.

La graphique 5 montre la part des secteurs primaire, secondaire et tertiaire dans le PIB réel. Pour la CEMAC dans son ensemble, le secteur primaire a dominé depuis l'an 2000 jusqu'en 2014, qui correspond à la survenue du choc pétrolier. A partir de 2015, le secteur tertiaire est devenu le premier secteur économique d'envergure en zone CEMAC. Cette position s'explique par le fait que depuis la dévaluation du FCFA opérée en 1994, ce secteur a le plus tiré la croissance économique dans la zone, côté offre (Rapports annuels Zone Franc). C'est un secteur disposant de lien étroit avec la demande intérieure, puisqu'il

fournit essentiellement des biens et services en direction du marché intérieur. A cet égard, l'augmentation continue de la demande dans la zone, qui a été le principal moteur de la croissance en zone CEMAC sur la période, a permis une prépondérance croissante du secteur tertiaire. On remarque dès lors, la corrélation effective du compartiment demande et du compartiment offre, avec une causalité allant du premier vers le dernier.

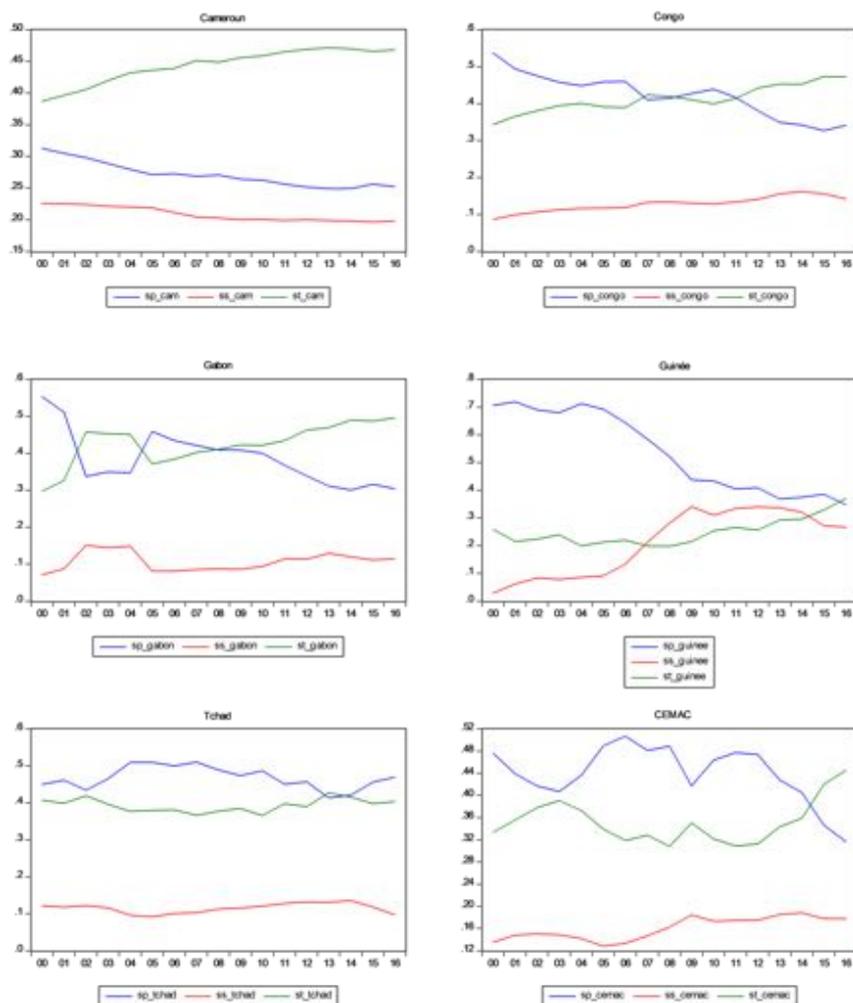


Graphique 2 – Evolution des taux de croissance des pays de la CEMAC sur la période 2000-2016



Graphique 3 – Contribution des secteurs pétrolier et non pétrolier à la croissance réelle

La causalité inverse s'observe également et semble la plus forte. En effet, le choc d'offre que constitue la chute des cours du pétrole, en diminuant les revenus pétroliers qui finançaient massivement les budgets nationaux, comprime de ce fait la demande interne. Ce mécanisme se vérifie aussi en cas de choc pétrolier positif au cours duquel l'augmentation significative des cours pétroliers entraîne une élévation des ressources budgétaires qui sont reversées dans l'économie sous forme d'exonérations d'impôts, de corruption, de gratifications en tout genre et d'investissements publics. Cette procyclicité de la politique budgétaire en zone CEMAC participe fortement à cette corrélation entre les chocs d'offre et les chocs de demande.



Graphique 4 – Parts relatives des secteurs primaire, secondaire et tertiaire dans le PIB réel des pays de la CEMAC

2 Revue de littérature

La contribution relative des chocs de demande et d’offre a été un sujet de débat intense dans la littérature depuis l’article séminent de Blanchard et Quah (1989).

Leurs travaux s’inscrivent dans la continuité de Slutsky (1927) et Frisch (1933) qui appréhendent l’économie, dans la pure conception néo-classique, comme un système à l’équilibre, bombardé de chocs exogènes de nature diverse qui viennent modifier sa trajectoire d’équilibre suivant le schéma impulsion - propagation. L’approche développée par Slutsky et Frisch a été reprise par Sims (1980) qui, en critiquant les modèles macroéconométriques keynésiens sur leur nombre élevé de restrictions, propose une nouvelle méthodologie d’analyse des fluctuations de l’activité fondée sur les modèles VAR. Ces modèles, plus statistiques, sont fondés sur le principe des influences réciproques entre variables et comportent peu de restrictions. Plutôt, les restrictions qui sont imposées dans ces modèles proviennent de la théorie économique : c’est ce qui a donné naissance aux VAR structurel. Blanchard et Quah (1989) -BQ après-, Gali (1992) et Shapiro et Watson

(1988) ont ajouté des restrictions dans ces modèles. Blanchard et Quah (1989) forment quatre restrictions à un modèle bivarié, sur données trimestrielles, de la croissance économique et du taux de chômage : (1) la variance des chocs d'offre est égale à l'unité, (2) la variance des chocs de demande est égale à l'unité, (3) la covariance des chocs de demande et d'offre est nulle, (4) la condition de neutralité à long terme des chocs de demande qui stipule que ces chocs n'ont que des effets transitoires sur l'activité. Les trois premières restrictions sont qualifiées de condition d'orthogonalité, tandis que la dernière implique que le choc d'offre est la seule source de la racine unitaire qui en général caractérise les données du PIB. Cette dernière s'appuie sur la vision keynésienne des fluctuations. Ils trouvent que les perturbations d'offre, dont les effets ont un pic après 2 ans, s'estompent après 5 ans, tandis que le choc de demande s'éteint après 2 ans. De plus, malgré une relative ambiguïté sur les résultats qu'ils obtiennent, ils suggèrent un rôle important des chocs de demande à court terme. Shapiro et Watson (1988), quant à eux, s'appuient sur les restrictions précédentes d'orthogonalité des chocs, tout en décomposant le choc d'offre en choc technologique et choc sur l'offre de travail à l'aide de l'exogénéité du niveau de long terme de l'offre de travail. Leurs résultats montrent que 20-30 % des fluctuations de l'activité proviennent des chocs de demande, 40 % des chocs sur l'offre de travail et 30-40 % des chocs technologiques. En clair, les chocs d'offre constituent un moteur important de l'activité économique. Les deux contributions précédentes ont introduit des restrictions de long terme dans leurs modèles VAR à travers la matrice des multiplicateurs de long terme ; Gali (1992) représente le premier essai de formulation des restrictions de court terme au modèle VAR. Ces restrictions s'inspirent des enseignements du modèle IS-LM et permettent d'identifier 4 chocs structurels exogènes à savoir un choc sur l'offre de monnaie, un choc sur la demande de monnaie, un choc IS de demande agrégée et un choc d'offre agrégée.

D'autres études s'inscriront dans la lignée de ces trois articles séminaux. Hoffmaister et Roldos (1996), utilisant la méthode d'identification de BQ, déterminent que les chocs d'offre prédominent dans les fluctuations de la croissance au Brésil et en Corée du Sud. De même, Balcilar et Bagzibagli (2010), dans le cas des pays de la zone Afrique du Nord et Moyen-Orient, soulignent l'importance des chocs d'offre et de demande agrégée domestiques dans les fluctuations de la croissance à long terme. Pour les pays développés, Cechetti et Karras (1992) examinent l'évolution de la croissance aux Etats-Unis durant l'inter-guerre en utilisant les restrictions de BQ augmentées des apports de Shapiro et Watson, mais également un modèle de Gali (1992). Les résultats montrent qu'un choc agrégé de demande, négatif et puissant s'est produit juste avant le krach de 1929 et s'est estompé en 1931. Après cette date, ce sont les chocs d'offre qui ont dominé les variations de la croissance. Ben Arfa (2012) s'appuie sur la méthodologie de BQ pour estimer un SVAR pour la France avec 5 variables endogènes en fréquence trimestrielle. 40 et 35 % des variations de l'activité sont respectivement dues aux chocs d'offre et aux chocs de prix du pétrole. Les chocs de demande, quant à eux, ont un effet limité sur les variations de la croissance.

Pour les pays d'Afrique subsaharienne, le premier article utilisant la méthode de BQ est Hoffmaister et al (1998). Ceux-ci veulent comparer les sources de la croissance dans les pays de la zone franc et hors zone franc y fournir des facteurs explicatifs des probables différences. Pour ce faire, ils utilisent un modèle SVAR contenant des restrictions à la BQ et trouvent que « les sources de croissance en Afrique subsaharienne sont à rechercher

dans les chocs d'offre, même à terme ». Les études qui viendront ensuite, aboutiront au même résultat. Ainsi en est-il de Ahmad et Pentecost (2011) pour 22 pays africains, Abdalla (2016) pour le Soudan, Dramani (2007) pour les pays de la zone franc, Jidoud (2012) pour la Côte d'Ivoire. Ndongo (2007) quant à lui met en évidence, en s'appuyant sur une modélisation VAR semi-structurelle, la prédominance des chocs domestiques dans les fluctuations de la production au Cameroun. Ce résultat conforte notre choix de ne pas introduire de variables externes dans notre modèle.

Toutefois, une remise en cause de l'hypothèse de BQ a été effectuée et demeure toujours l'objet de controverse. D'ailleurs, eux-mêmes ont évoqué dans leur papier (de même que Gali (1992)), les raisons pour lesquelles un choc de demande pourrait avoir des implications à long terme sur la croissance. Notamment, certains modèles de croissance équilibrée, ou à générations imbriquées, exhibent des chocs de demande permanent à travers leur influence sur le stock de capital d'état stationnaire. De même, en présence d'effet Mundell-Tobin (de non neutralité de l'inflation à l'état stationnaire, tout choc sur le taux de croissance d'équilibre du stock de monnaie ou sur l'inflation aura un effet permanent sur la croissance. Keating et Nye (1999) ont amorcé cette critique. En effet, ils constatent que les réponses impulsives du taux de chômage aux chocs d'offre varient parmi les pays du G7. A ce résultat aucune explication plausible ne s'avère solide. Keating (2013a) poursuit cette remise en cause en montrant, délaissant l'hypothèse de neutralité de long terme des chocs de demande, que dans la période qui précède la 1ère guerre mondiale, les chocs de demande influencent durablement l'activité. Dans la même lancée, Keating (2013b), en plus de fournir des éléments renforçant le résultat précédent, montre qu'un abandon de l'hypothèse de neutralité de long terme des chocs de demande agrégée, en laissant varier le multiplicateur de long terme de ce choc, permet à la décomposition BQ de refléter les enseignements des modèles standards. Aussi, Chen et Netsunajev (2016) revisite le papier de Blanchard et Quah (1989), plus précisément leurs restrictions de long terme. L'identification des chocs qu'ils opèrent s'appuie sur un modèle VAR structurel à hétéroscédasticité et à changement de volatilité, tel que proposé par Lutkepohl et Netsunajev (2017), qui relâche l'hypothèse de neutralité de long terme des chocs de demande. Les tests formels qu'ils effectuent sur ce modèle rejettent cette hypothèse.

Cependant, Cover, Enders et Hueng (2006), tout en offrant une identification alternative qui abandonne les 3 premières hypothèses de BQ, ne rejettent pas totalement cette hypothèse de neutralité à long terme. En effet, ceux-ci montrent que le modèle de BQ est sur-identifié. Ils proposent de ce fait une méthode d'identification qui repose sur les enseignements d'un modèle théorique offre agrégée et demande agrégée dans lequel des chocs d'offre peuvent déplacer la courbe de demande agrégée et vice-versa. Ainsi, le choc de demande sera constitué d'une composante choc d'offre et d'une autre composante représentant un choc de demande dit « pur » qui, lui, sera neutre à long terme sur la croissance économique et orthogonal au choc d'offre. Par conséquent, les chocs d'offre et les chocs de demande ne peuvent plus être orthogonaux, ni avoir la même variance. Enders et Hurn (2007) vont élargir à un cadre d'économie ouverte la contribution décisive de Cover et al (2006). Ils trouvent une forte corrélation entre choc de demande agrégée et choc d'offre agrégée en Australie. Bashar (2011) utilise la décomposition de Cover et al (2006) et trouve que celle-ci, pour le cas des pays du G7, permet de résoudre certaines anomalies liées à la réponse de l'inflation aux chocs d'offre dans la décomposition BQ (l'inflation allait dans la même direction que la croissance suite à un choc d'offre agrégée). Les chocs

d'offre demeurent toutefois les principaux moteurs des fluctuations économiques. Pour les pays d'Asie du sud-est a contrario, comme le documente Bashar (2012), ce sont les chocs de demande qui sont la principale source des fluctuations de la production. En effet, s'appuyant sur Cover, Enders et Hueng (2006), il montre que le fait d'envisager un choc de demande déplaçant la courbe d'offre permet de mieux expliquer la réponse positive de l'inflation au choc d'offre telle que produite par la méthodologie BQ.

La stratégie empirique de ce papier couple l'approche des SVAR en panel de Pedroni (2013) avec la décomposition de Cover, Enders et Hueng (2006). Ce qui constitue son originalité. Elle se rapproche de celle de Feasel et al (2017) qui apparie la méthodologie de Pedroni (2013) à celle de BQ sur données régionales américaines ; ceci afin de déterminer la contribution relative des chocs d'offre et de demande agrégée dans arrivent au même résultat que ces derniers à savoir l'importance des chocs de demande dans les variations de l'activité.

3 Le modèle SVAR en panel

Le cadre d'analyse économétrique retenu est celui du VAR structurel en panel tel que défini par Pedroni (2013). Il autorise la présence d'hétérogénéité entre les membres du panel.

Cover et al (2006) , à l'aide d'un modèle théorique Offre agrégée - Demande Agrégée, fournissent des restrictions d'identification raisonnables. Considérons le modèle suivant composé de trois équations :

$$y_{it}^o = E_{t-1}y_{it} + \alpha_i(p_{it} - E_{t-1}p_{it}) + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$$(y_{it} + p_{it})^d = E_{t-1}(y_{it} + p_{it})^d + \eta_{it} \quad (2)$$

$$y_{it}^o = y_{it}^d \quad (3)$$

Avec ε_{it} , le choc structurel affectant la courbe d'offre agrégée, η_{it} le choc structurel affectant la courbe de demande agrégée, α_i la pente de la courbe d'offre, y_{it}^o l'offre agrégée, y_{it}^d la demande agrégée.

La combinaison de ces trois équations nous permet de déduire l'écriture matricielle suivante :

$$\begin{bmatrix} y_{it} \\ p_{it} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} E_{t-1}y_{it} \\ E_{t-1}p_{it} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \frac{1}{1+\alpha_i} & \frac{\alpha_i}{1+\alpha_i} \\ \frac{-1}{1+\alpha_i} & \frac{1}{1+\alpha_i} \end{bmatrix} \cdot \begin{bmatrix} \varepsilon_{it} \\ \eta_{it} \end{bmatrix} \quad (4)$$

La relation entre les résidus de forme réduite et les chocs structurels composites résultant du modèle OA-DA s'écrit donc comme suit :

$$\begin{bmatrix} \mu_{y,it} \\ \mu_{p,it} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \frac{1}{1+\alpha_i} & \frac{\alpha_i}{1+\alpha_i} \\ \frac{-1}{1+\alpha_i} & \frac{1}{1+\alpha_i} \end{bmatrix} \cdot \begin{bmatrix} \varepsilon_{it} \\ \eta_{it} \end{bmatrix} \quad (5)$$

Et donc :

$$\begin{bmatrix} var(\mu_{y,it}) & cov(\mu_{y,it}, \mu_{p,it}) \\ cov(\mu_{y,it}, \mu_{p,it}) & var(\mu_{p,it}) \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \frac{1}{1+\alpha_i} & \frac{\alpha_i}{1+\alpha_i} \\ \frac{-1}{1+\alpha_i} & \frac{1}{1+\alpha_i} \end{bmatrix} \cdot \begin{bmatrix} \sigma_{\varepsilon_{it}}^2 & \sigma_{\varepsilon_{it}\eta_{it}} \\ \sigma_{\varepsilon_{it}\eta_{it}} & \sigma_{\eta_{it}}^2 \end{bmatrix} \cdot \begin{bmatrix} \frac{1}{1+\alpha_i} & \frac{-1}{1+\alpha_i} \\ \frac{\alpha_i}{1+\alpha_i} & \frac{1}{1+\alpha_i} \end{bmatrix} \quad (6)$$

Ce qui donne :

$$\begin{bmatrix} \sigma_{\varepsilon_{it}}^2 & \sigma_{\varepsilon_{it}\eta_{it}} \\ \sigma_{\varepsilon_{it}\eta_{it}} & \sigma_{\eta_{it}}^2 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & \alpha_i \\ -1 & 1 \end{bmatrix} \cdot \begin{bmatrix} var(\mu_{y,it}) & cov(\mu_{y,it}, \mu_{p,it}) \\ cov(\mu_{y,it}, \mu_{p,it}) & var(\mu_{p,it}) \end{bmatrix} \cdot \begin{bmatrix} 1 & -1 \\ \alpha_i & 1 \end{bmatrix} \quad (7)$$

Trois paramètres sont connus suite à l'estimation de la forme réduite du VAR : $var(\mu_{y,it})$, $var(\mu_{p,it})$ et $cov(\mu_{y,it}, \mu_{p,it})$. Alors que quatre autres paramètres sont inconnus : $\sigma_{\eta_{it}}^2$, $\sigma_{\varepsilon_{it}}^2$, $\sigma_{\varepsilon_{it}\eta_{it}}$ et α_i . Ce qui fait qu'une restriction d'identification supplémentaire est requise. Elle nous est offerte par la neutralité à long terme des chocs de demande sur la production.

Nous constatons que, contrairement aux hypothèses de la décomposition de Blanchard et Quah (1989), la matrice de variance covariance des perturbations structurelles composites n'est pas une matrice diagonale (ou plus précisément, n'est pas une matrice identité).

Les chocs structurels *composites* sont décomposés en deux types à savoir : les chocs *spécifiques* et les chocs *communs*. Ces derniers sont supposés toucher l'ensemble des pays de la CEMAC, tandis que les chocs spécifiques, dits également *chocs idiosyncratiques*, sont propres à chaque pays.

Soit le vecteur de chocs structurels $\epsilon_{it} = (\varepsilon_{it}, \eta_{it})'$ pour chaque membre i du panel.

$$\epsilon_{it} = \lambda_{m,i} \bar{\epsilon}_{m,t} + \tilde{\epsilon}_{m,it} \forall i, t, m \quad (8)$$

où $\tilde{\epsilon}_{m,it}$ représente les perturbations structurelles spécifiques à un membre du panel, et $\bar{\epsilon}_{m,t}$ les chocs structurels communs à tous les pays du panel.

Les restrictions sur les chocs composites s'appliquent également sur les chocs communs et les chocs individuels.

Pour obtenir les IRFs et les décompositions de variance, une orthogonalisation des chocs est nécessaire. De ce fait, nous faisons l’hypothèse que les chocs d’offre déplacent la courbe de demande. Cette hypothèse a largement été justifiée plus haut (théoriquement et empiriquement). Ce qui se traduit par les équations suivantes :

$$\varepsilon_{it} = \delta_{1it} \tag{9}$$

$$\eta_{it} = \rho\delta_{1it} + \delta_{2it} \tag{10}$$

Avec δ_{2it} le choc de demande *pure* supposé orthogonal au choc d’offre δ_{1it}

Par rapport à l’analyse de Blanchard et Quah (1989), le choc de demande d’intérêt n’est plus δ_{2it} mais η_{it} . En effet, les précédents résultats obtenus par Hoffmaister et al (1998), contraignaient trop fortement le modèle et toutes les fluctuations de la croissance ayant pour origine le choc d’offre étaient attribuables aux chocs d’offre. Ce qui entraînait des commentaires relatifs à l’inefficacité *ex ante* des politiques monétaires, vu que la croissance économique résultait en majeure partie des perturbations du compartiment offre de l’économie. La stratégie d’identification adoptée par ces auteurs négligeait la potentielle corrélation entre les chocs d’offre et les chocs de demande.

En optant pour cette modélisation, nous capterons ainsi la part relative des fluctuations de la croissance dévolue aux perturbations de demande sur lesquelles peuvent jouer les banques centrales, et partant, nous serons en mesure de saisir en première approximation la marge de manœuvre de la politique monétaire.

La stratégie d’estimation consiste : (i) à estimer la forme réduite du modèle pour les variables en moyenne (moyenne de toute la zone), puis d’obtenir les chocs structurels communs en appliquant la matrice de passage telle que dans (6) ; (ii) à estimer la forme réduite du modèle pour chaque pays, puis de récupérer les chocs structurels composites en appliquant la matrice de passage ; enfin (iii) le modèle (8) est estimé suivant les MCO, sachant ε_{it} et $\bar{\varepsilon}_{m,t}$

4 Les données

Les données sur le PIB réel étant en fréquence annuelle, nous avons procédé à une trimestrialisation des séries à l’aide de la méthode de Chow et Lin (1971). Cette opération s’est faite avec comme indicateur à fréquence trimestrielle les exportations en dollars US. En effet, en calculant les coefficients de corrélation annuels entre le PIB réel et les exportations sur la période 1960-2014, il est apparu une forte valeur de celle-ci, s’établissant autour de 0,9. Les séries d’exportations trimestrielles sont extraites de la Direction Of Trade Statistics (DOTS) database.

Ces données vont de 1999 :01 à 2014 :04. Les données trimestrielles de l’IPC, ont été

Tableau 2 – Résultats du test de stationnarité en panel de Im-Pesaran-Shin

	Croissance réelle		Inflation	
	Statistique	P-value	Statistique	P-value
Z-tbar	-14.92	0.00	-9.32	0.00
Z-ttildebar	-8.41	0.00	-6.91	0.00

recueillies au niveau de la base de données IFS du FMI. L'inflation est calculée comme la variation trimestrielle de l'indice des prix à la consommation.

S'agissant des données annuelles, celles-ci proviennent de la base de données du World Economic Outlook (WEO) d'avril 2017. L'inflation est la moyenne de la période.

Test de stationnarité Nous performons le test de stationnarité en panel de Im-Pesaran-Shin (1997). L'hypothèse nulle est celle de présence d'une racine unitaire. Les *p-value* obtenues (tableau 2) montrent que les séries de croissance économique et d'inflation sont stationnaires. Ce qui nous autorise à passer à l'estimation du modèle.

5 Résultats d'estimation et Interprétation

5.1 Corrélation des chocs d'offre agrégée et de demande agrégée

Nous observons que les chocs d'offre agrégée et de demande agrégée sont corrélés dans tous les pays de la sous-région excepté le Tchad. Cette corrélation apparaît même assez forte lorsqu'on considère la moyenne de la zone. L'existence de cette corrélation peut s'expliquer par la dépendance de 5 pays de la zone CEMAC aux revenus pétroliers : ainsi un choc d'offre négatif, par exemple la baisse des cours du pétrole, réduit les revenus d'exportation et de ce fait comprime la demande intérieure privée, mais également les dépenses publiques.

Ce résultat permet de tirer une conséquence importante : les conditions d'identification de Blanchard et Quah (1989) nécessitent d'être dépassées dans le cas des pays de la zone CEMAC.

Tableau 3 – Coefficients de corrélation des chocs de demande agrégée et d'offre agrégée composites

Pays	Cameroun	Centrafrique	Congo	Gabon	Guinée	Tchad	CEMAC
Coefficient de corrélation	0.69	0.94	0.23	0.79	0.65	0.03	0.76

Tableau 4 – Pente de la courbe d’offre agrégée

Pays	Cameroun	Centrafrique	Congo	Gabon	Guinée	Tchad	CEMAC
Pente de la courbe d’offre	0.30	0.13	0.14	0.47	4.89	0.04	0.69

5.2 Pente de la courbe d’offre agrégée

Dans notre cas, étant entendu que les variables sont en taux de croissance, c’est-à-dire en log-différence première, la pente de la courbe d’offre s’assimile à l’élasticité prix de l’offre de biens et services. Cette dernière est positive, mais inférieure à 1 pour tous les pays sauf la Guinée Equatoriale. Ce qui signifie que l’offre de biens et services est relativement inélastique en zone CEMAC. Cela peut s’expliquer par le fait que les producteurs locaux ne s’inscrivent pas encore dans une dynamique de conquête de nouveaux marchés, en améliorant la qualité de leurs produits et en augmentant leur productivité. Une autre explication serait aussi d’envisager l’offre de biens et services comme incapable de satisfaire la demande domestique (eu égard aux importations massives) et donc l’équilibre du marché se fait par le côté court, généralement la demande, quel que soit le prix en vigueur.

5.3 Les réponses impulsionnelles

Il est à noter, s’agissant des réponses impulsionnelles et de la décomposition de la variance de l’erreur de prévision, que les chocs communs sont extrêmement négligeables en zone CEMAC (graphiques 14 à 20). De ce fait, nous n’avons pu obtenir les intervalles de confiance de leurs IRFs.

Par conséquent, les réponses impulsionnelles aux chocs idiosyncratiques et aux chocs composites sont similaires.

Cette extrême faiblesse des chocs communs en zone CEMAC s’explique par le niveau limité des échanges intracommunautaires (environ 2 % du commerce de tous les pays de la sous-région en 2015 selon la CNUCED). Elle s’explique également par la diversité de structures économiques qui caractérise la zone, avec des pays relativement et sommairement diversifiés, des pays fortement dépendants des matières premières, des pays dominés par une situation socio-politique délétère.

Réponses aux chocs composites et idiosyncratiques Le choc d’offre positif (que ce soit un choc de productivité, un choc pétrolier) améliore la croissance, avec un pic à l’impact ou après 2-3 trimestres.

Le choc d’offre positif, pour tous les pays (graphiques 12 à 17), a des effets différenciés sur la croissance et l’inflation, conformément aux attentes théoriques. Ce choc d’offre agrégée peut représenter un choc de productivité, par exemple, une amélioration des moyens de paiement (mobile money), qui permet un accroissement du volume de transactions

et améliore de ce fait la croissance économique. Par ailleurs, il restreint l'augmentation des prix car une fraction importante des prix en zone CEMAC représente les coûts de transaction dans l'échange.

En moyenne dans la zone (graphiques 6 et 7), le pic est obtenu à l'impact. On observe également que la croissance économique réagit plus fortement (amplitude) et plus durablement au choc d'offre qu'au choc de demande. Toutefois, l'effet du choc de demande sur la croissance ne s'estompe pas au fil du temps. Ceci s'explique par le fait qu'une composante du choc d'offre déplace la courbe de demande, et donc imprime des effets permanents au choc de demande.

Au Cameroun (graphique 8), les effets des chocs d'offre et de demande sur la croissance ont pratiquement la même amplitude. Ce qui pourrait s'expliquer par l'analyse que nous avons développée dans la 1ère partie du document. En effet, la contribution du secteur non-pétrolier à la croissance réelle est de loin supérieure à celle du secteur pétrolier. Et dans le non pétrolier, le secteur tertiaire est celui dont la croissance est la plus forte. Hors, ce secteur est essentiellement orienté-demande; et donc les chocs qui commandent sa dynamique sont principalement des chocs de demande. D'où la contribution équilibrée des chocs agrégés d'offre et de demande à la croissance réelle au Cameroun.

Au Tchad (graphique 13), la croissance sur-réagit à un choc d'offre. Le maximum est atteint après 3 trimestres. Ce qui se comprend eu égard au fait qu'il a été le premier pays touché par la récente baisse drastique des cours du pétrole. La croissance est passée de 6,8 % en 2014 à 2,5 % en 2015, pour encore plonger en 2016 à -4,1 %. Le choc de demande est totalement neutre, que ce soit à court ou à long terme. Ce qui traduit la centralité de l'industrie extractive pétrolière dans l'économie tchadienne.

Au Congo et au Gabon, comme au Tchad, les chocs d'offre dominant; mais contrairement à ce dernier, les chocs de demande sont non neutres. (graphiques 10-11-12)

5.4 La décomposition de la variance

En moyenne dans la CEMAC (graphique 21), les chocs d'offre agrégée et les chocs de demande agrégée ont une influence équilibrée sur la croissance économique, à court terme (horizon d'un an). Après 4 trimestres, la persistance des chocs d'offre agrégée se fait sentir sur la croissance tandis que les effets du choc de demande agrégée commencent à devenir évanescents. A cet égard, l'on pourrait subodorer que c'est la composante pure du choc de demande agrégée qui devient évanescence tandis que la composante du choc de demande induite par le choc d'offre maintient ses effets sur la croissance. Ainsi, l'on observe une stabilisation des contributions à partir du 5ème trimestre, à 60-40 en faveur des chocs d'offre. Ce résultat diverge notamment de celui de Hoffmaister et al (1998) qui attribue une part de 20 % environ aux chocs de demande dans les variations de la croissance.

Toutefois, de fortes disparités existent entre les pays (graphique 22), ce qui permet de les classer en 4 groupes.

Le Cameroun et le Gabon reflètent cet équilibre sous-régional des contributions aux variations de la croissance. Que ce soit à court ou à moyen et long terme. Ceci peut s'expliquer par le fait que les économies de ces 2 pays ne dépendent pas exclusivement du pétrole comme d'autres pays de la sous-région tels la Guinée Equatoriale, le Congo-Brazzaville et le Tchad, et ont de ce fait diversifié les matières premières ou produits semi-finis qu'ils exportent. Toutefois, les chocs de demande dominant d'une courte longueur à long terme, et vice-versa au Gabon.

En Centrafrique, les chocs d'offre agrégée sont les premiers facteurs de fluctuation de la croissance à tous les horizons considérés. Ce qui est compréhensible au vu de l'instabilité socio-politique qui caractérise ce pays depuis des années et qui contraint fortement et durablement la production nationale. Ainsi, les chocs d'offre agrégée en Centrafrique représentent essentiellement des chocs socio-politiques.

Au Congo et au Tchad, les chocs d'offre agrégée dominant massivement, à plus de 95 % les variations de la croissance. La centralité de l'industrie pétrolière dans ces pays constitue un élément explicatif de ce résultat.

Les résultats exhibés concernant la Guinée-Equatoriale sont assez décalés par rapport à nos attentes eu égard au fait que ce pays soit grand producteur africain de pétrole et de gaz naturel. Toutefois, un début d'interprétation consisterait à prendre en compte le formidable expansionnisme économique qu'a connu la Guinée Equatoriale. Celui-ci s'est caractérisé par un effort considérable de l'Etat équato-guinéen dans la redistribution de la manne pétrolière, en fait d'investissements massifs dans tous les secteurs de l'économie, notamment les infrastructures (routes, BTP, hôpitaux, télécoms). Cette expansion a également consisté en une redistribution de la manne pétrolière et gazière vers la population à travers certaines gratuités offertes (eau, électricité, santé, école). Donc, en clair, le Gouvernement a constitué le canal de transmission des effets des chocs d'offre sur les chocs de demande. Les valeurs obtenues de la décomposition de la variance de la croissance montrent justement que les chocs d'offre (sur les quantités et les prix du pétrole et du gaz) ont affecté la croissance indirectement à travers le déplacement de la courbe de demande qu'ils induisent. D'où les contributions à plus de 95 % des chocs de demande agrégée aux fluctuations de la croissance à tous les horizons.

Les décompositions historiques des chocs (graphiques 23 à 28) corroborent les résultats précédents.

CONCLUSION

L'objectif de ce papier était de déterminer les contributions relatives des chocs de demande agrégée et des chocs d'offre agrégée aux fluctuations de la croissance. Dans un premier temps, nous avons analysé le phénomène de croissance économique, à travers les poids respectifs et les contributions à la croissance des secteurs primaire, secondaire et tertiaire, mais également des secteurs pétrolier et non pétrolier. Il est apparu que le secteur primaire a été le secteur économique prépondérant, porté notamment par les activités relatives aux matières premières. Toutefois, consécutivement à la chute récente des cours de pétrole, le secteur tertiaire, impulsé par les activités télécoms, services financiers, hôtellerie, restauration, est devenu le secteur majoritaire dans le PIB réel. En effet, c'est le secteur ayant eu la plus forte contribution à la croissance réelle depuis 2000. Fort de ces analyses, nous nous sommes attelés par la suite à expliciter le modèle économétrique qui sera estimé. Celui-ci est un modèle SVAR en panel, tel que formulé par Pedroni (2013) ; dont les restrictions d'identification que nous lui appliquons sont tirées de Cover, Enders et Hueng (2006). Ces derniers abandonnent, ou plutôt dépassent les conditions d'identification de Blanchard et Quah (1989) et considèrent la possibilité d'une corrélation entre les chocs d'offre agrégée et les chocs de demande agrégée. Ce dernier élément cadre avec les analyses de croissance effectuées, notamment l'impact indirect des chocs d'offre agrégée sur la croissance via les chocs de demande agrégée. L'estimation du modèle retenu a donné des résultats intéressants, notamment la non significativité des chocs communs. De ce fait, les chocs idiosyncratiques sont similaires aux chocs composites. S'agissant de ces derniers, on note l'équilibre des contributions à la croissance des chocs d'offre agrégée et des chocs de demande agrégée au niveau sous-régional. Ce qui tend à souligner la marge de manœuvre plus large de la politique monétaire en zone CEMAC, que celle sous-entendue par les résultats de Hoffmaister et Roldos (1998). Toutefois, cette caractéristique zonale cache mal des disparités qui existent entre pays. En effet, le fait stylisé pour la zone dans son ensemble porte la marque des deux premières économies de la CEMAC : Cameroun et Gabon où les influences respectives des chocs précités sur la croissance sont équilibrées. En Centrafrique, les chocs d'offre dominant et représentent principalement les chocs socio-politiques que le pays a connus au cours des 20 dernières années. Toutefois, les chocs d'offre dominant largement dans les pays pétroliers que sont le Tchad et le Congo. En Guinée-Equatoriale cependant, les chocs de demande dominant largement et de loin (plus de 95 %). Ceci peut s'expliquer par la politique budgétaire qui constitue le canal de transmission par excellence des effets des chocs d'offre agrégée sur la courbe de demande. Les disparités et la fracturation entre pays de la CEMAC, que soulignent ces résultats, exhibent l'environnement complexe et délicat que la BEAC doit prendre en compte dans la définition et la mise en œuvre de sa politique monétaire.

BIBLIOGRAPHIE

- [1] ABDALLA, S. (2016); « Modelling the sources and impact of macroeconomic fluctuations in Sudan » : Institute of developing economies, VRF Series
- [2] AHMAD, A.H. et PENTECOST, E. (2012); « Identifying aggregate supply and demand shocks in small open economies » : Empirical evidence from african countries : International Review of Economics and Finance, Vol 21(1), pp :272-291
- [3] BALCILAR, M. et BAGZIBAGLI, K. (2010); « Sources of macroeconomic fluctuations in MENA countries » : MPRA Paper N°44351
- [4] BASHAR, O. (2011); « On the permanent effect of an aggregate demand shock : evidence from the G-7 countries » : Economic Modelling, Vol 28, pp :1374-1382
- [5] BASHAR, O. (2012); « The dynamics of aggregate demand and supply shocks in ASEAN countries » : Journal of Asian Economics, Vol 23, pp :507-518
- [6] BEN ARFA, N. (2012); « Sources of economic fluctuations in France : A Structural VAR model » : European Journal of Government and Economics, Vol 1(1)
- [7] BLANCHARD, O.J. et QUAH, D. (1989); « The dynamic effects of aggregate demand and supply disturbances » : The American Economic Review, Vol 79(4), pp :655-673
- [8] CECCHETTI, S.G. et KARRAS, G. (1992); « Sources of output fluctuations during the interwar period : further evidence on the causes of the great depression » : The Review of Economics and Statistics, Vol 76(1), pp :80-102
- [9] CHEN, W. et NETSUNAJEV, A. (2016); « On the long-run neutrality of demand shocks » : Economics Letters, Vol 139, pp :57-60
- [10] COVER, J.P., ENDERS, W. et HUENG, C. (2006); « Using the aggregate demand-aggregate supply model to identify structural demand-side and supply-side shocks : Results using bivariate VAR » : Journal of Money, Credit and Banking, Vol 38, pp :777-790
- [11] DRAMANI, L. (2007); « Multi country model in cfa zone » : MPRA Paper N°3201

[12] ENDERS, W. et HURN, S. (2007); « Identifying aggregate demand and supply shocks in a small open economy » : Oxford Economic Papers, Vol 59(3), pp :411-429

[13] FEASEL, E.M., GOLLAPUDI, P. et KUMAZAWA, D. (2017); « On the relative importance of demand and supply shocks : a Panel VAR study for US states » : Applied Economics Letters, Vol 24, pp :1340-1345

[14] GALI, J. (1992); « How well does the IS-LM model fit postwar US data ? » : The Quarterly Journal of Economics : Vol 107, pp :709-738

[15] HOFFMAISTER, A.W. et ROLDOS, J. (1996); « The sources of macroeconomic fluctuations in developing countries : Brazil and Korea » : International Monetary Fund Working Paper, N°96(20)

[16] HOFFMAISTER, A.W., ROLDOS, J. et WICKHAM P. (1998); « Macroeconomic fluctuations in Sub-Saharan Africa » : International Monetary Fund Staff Papers, Vol 45(1)

[17] JIDOUD, A. (2012); « The sources of macroeconomic fluctuations in subsaharan african economies : an application to Côte d'Ivoire » : Toulouse School of Economics Working Papers, N°12(346)

[18] KEATING, J. (2013A); « What do we learn from Blanchard and Quah decompositions of output if aggregate demand may not be long-run neutral? » : Journal of Macroeconomics, Vol 38, pp :203-217

[19] KEATING, J. (2013B); « Interpreting permanent shocks to output when aggregate demand may not be neutral in the long-run » : Journal of Money, Credit and Banking, Vol 45(4), pp :747-756

[20] KEATING, J.W. et NYE, J. (1999); « The dynamic effect of aggregate demand and supply disturbances in G7 countries » : Journal of Macroeconomics, Vol 21, pp :263-278

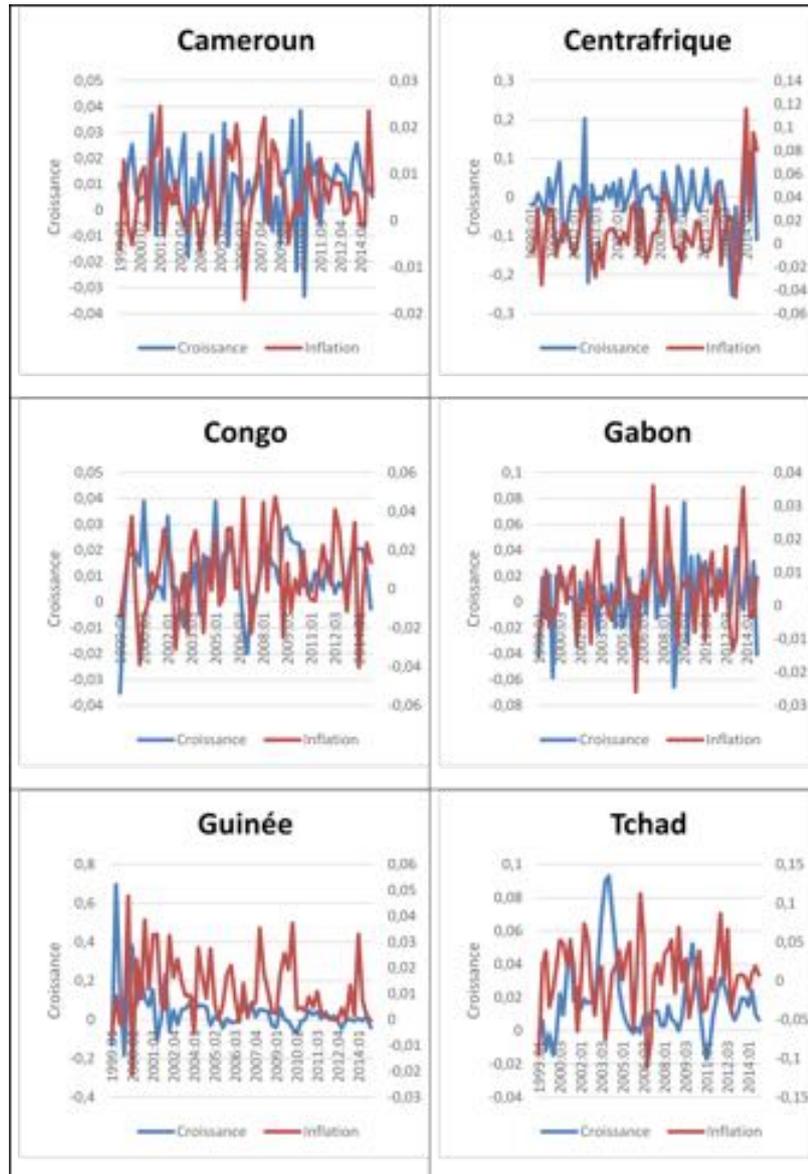
[21] LUTKEPOHL, H. et NETSUNAJEV, A. (2017); « Structural vector autoregressions with smooth transition in variances » : Journal of Economic dynamics and Control, Vol 84(C), pp :43-57

[22] PEDRONI, P. (2013); « Structural panel VARs » : *Econometrics*, Vol 2, pp :180-206

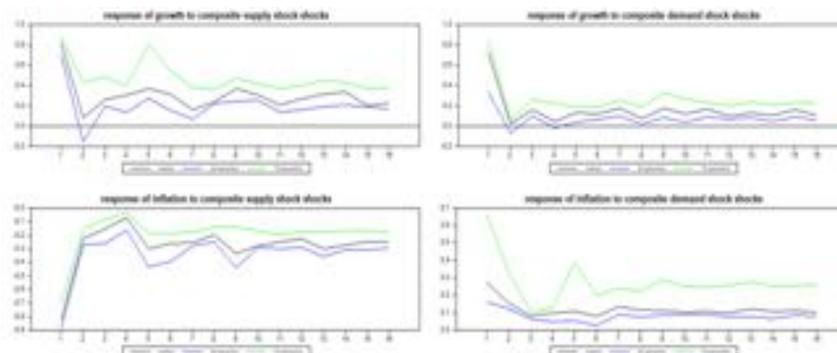
[23] SHAPIRO, M. et WATSON, M. (1988); « Sources of business cycle fluctuations » : *NBER Macroeconomics Annual*, pp :111-148

[24] SIMS, C. (1980); « Macroeconomics and reality » : *Econometrica*, Vol 48(1), pp :1-48

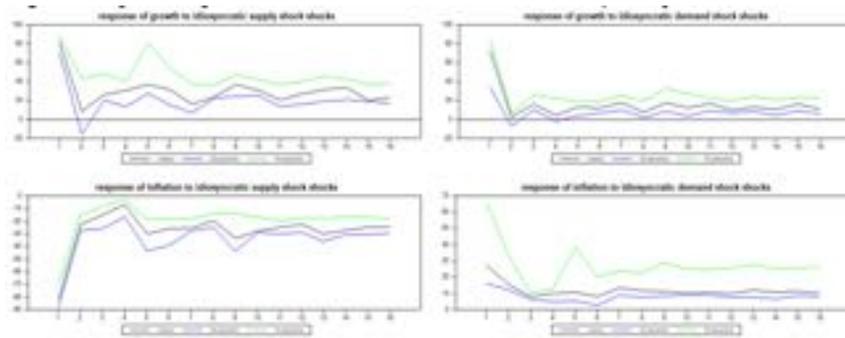
ANNEXES



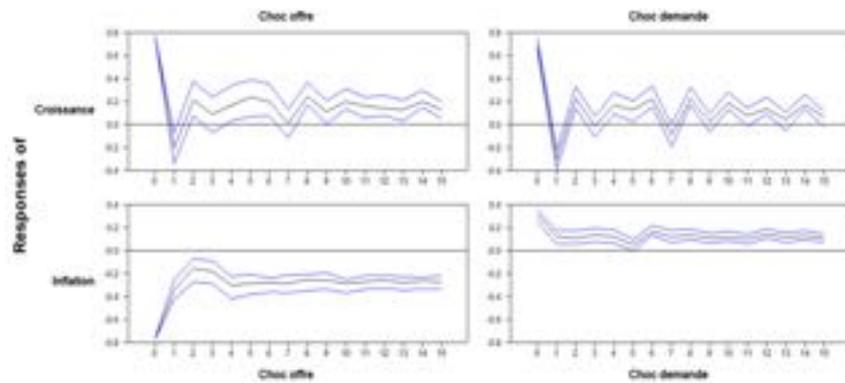
Graphique 5 – Croissance et inflation dans les pays de la CEMAC



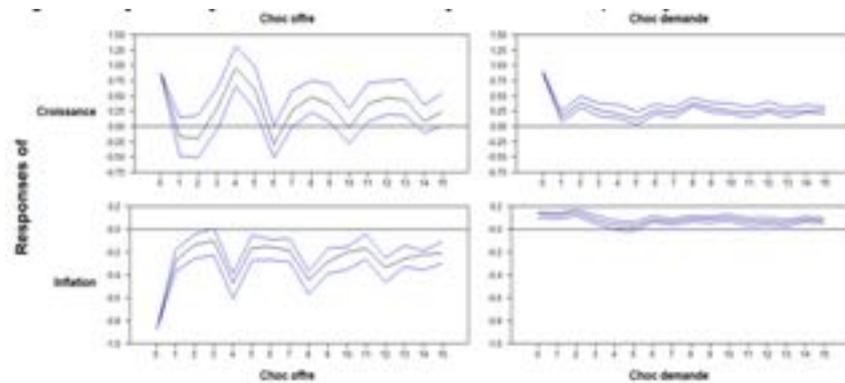
Graphique 6 – Réponses impulsives de la zone CEMAC aux chocs composites



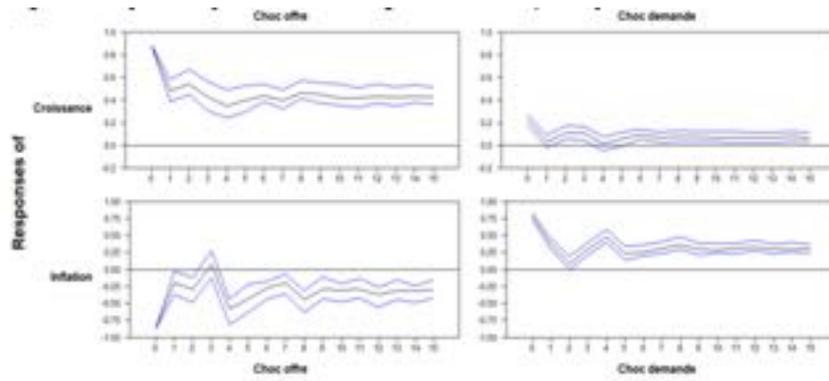
Graphique 7 – Réponses impulsionnelles de la zone CEMAC aux chocs idiosyncratiques



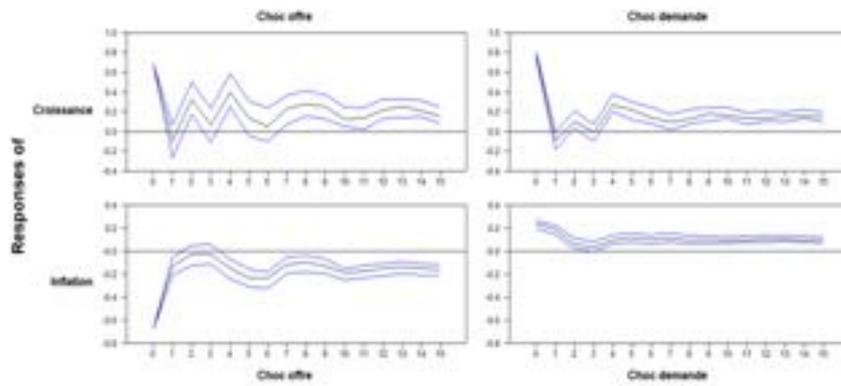
Graphique 8 – Réponses impulsionnelles du Cameroun aux chocs idiosyncratiques



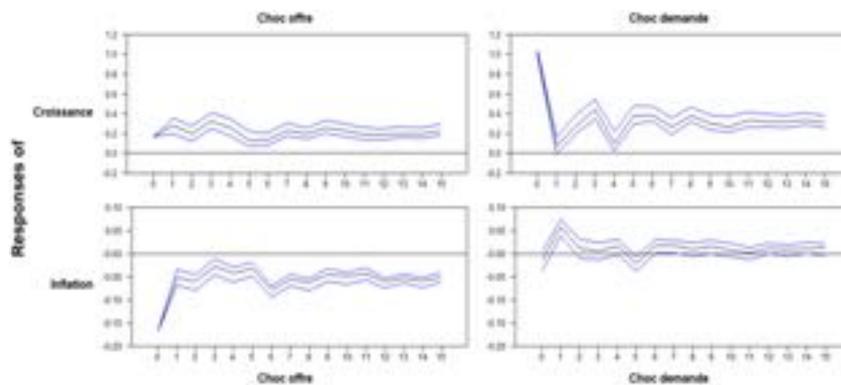
Graphique 9 – Réponses impulsionnelles de la Centrafrique aux chocs idiosyncratiques



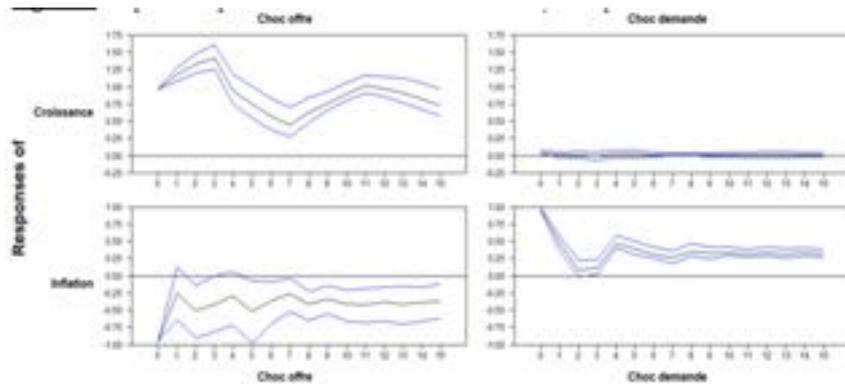
Graphique 10 – Réponses impulsionnelles du Congo aux chocs idiosyncratiques



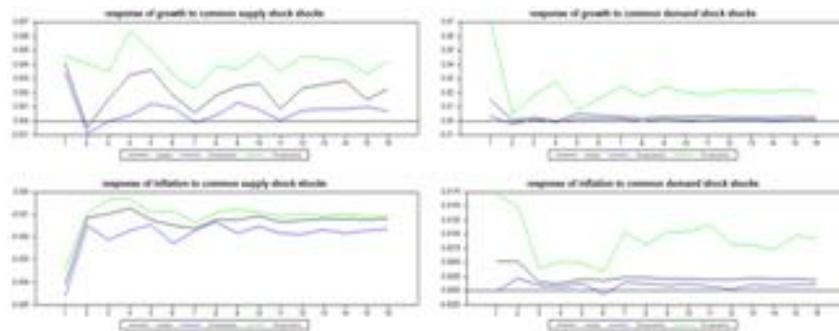
Graphique 11 – Réponses impulsionnelles du Gabon aux chocs idiosyncratiques



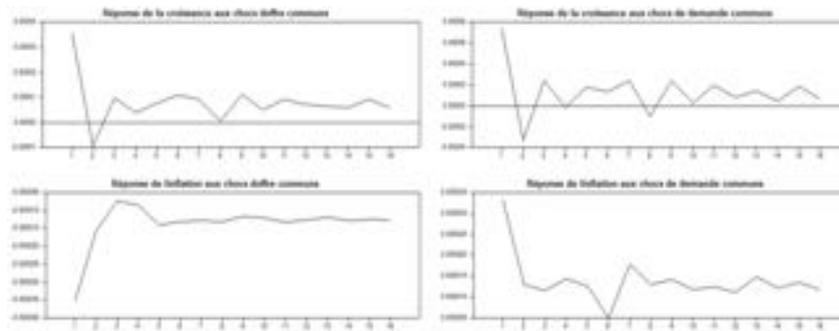
Graphique 12 – Réponses impulsionnelles de la Guinée aux chocs idiosyncratiques



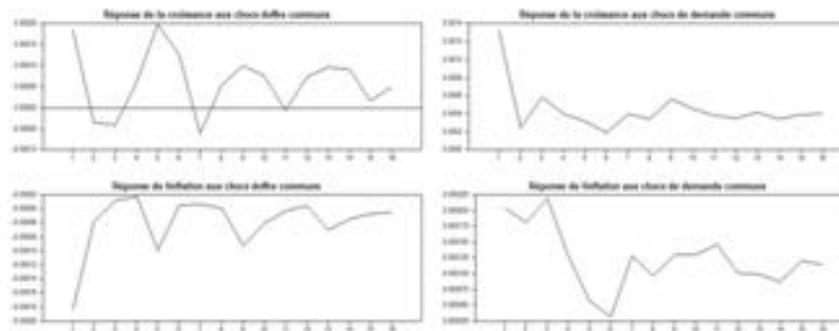
Graphique 13 – Réponses impulsionnelles du Tchad aux chocs idiosyncratiques



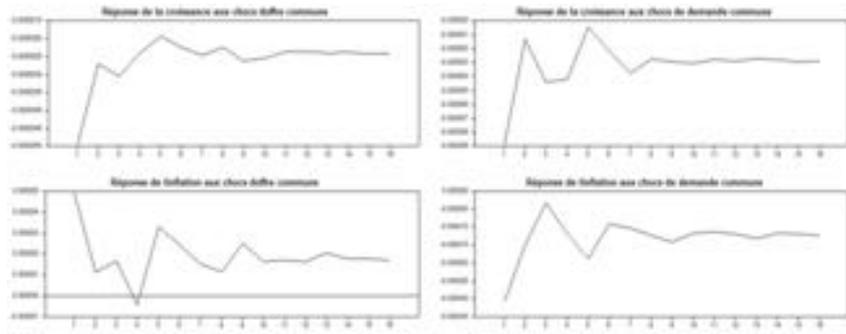
Graphique 14 – Réponses impulsionnelles de la CEMAC aux chocs communs



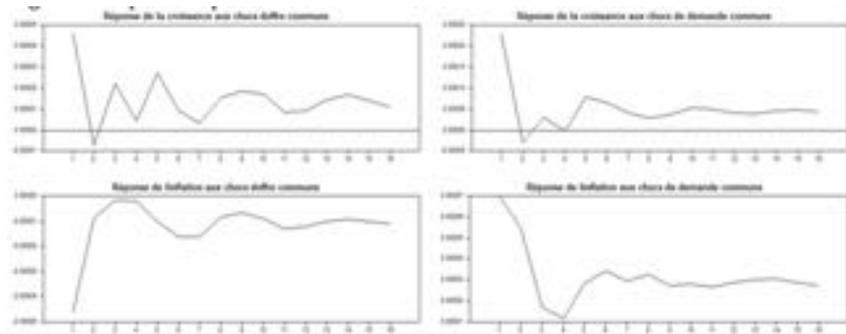
Graphique 15 – Réponses impulsionnelles du Cameroun aux chocs communs



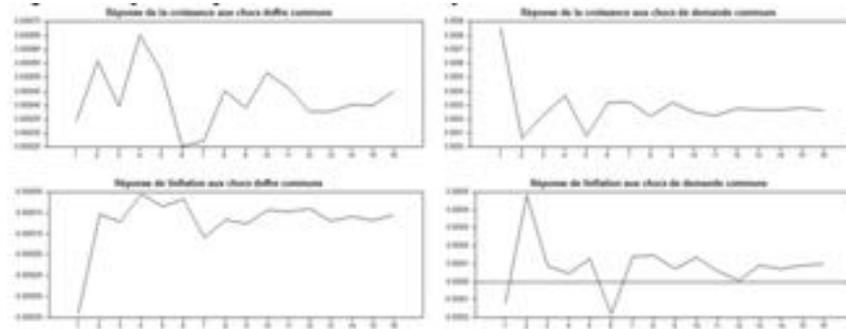
Graphique 16 – Réponses impulsionnelles de la Centrafrique aux chocs communs



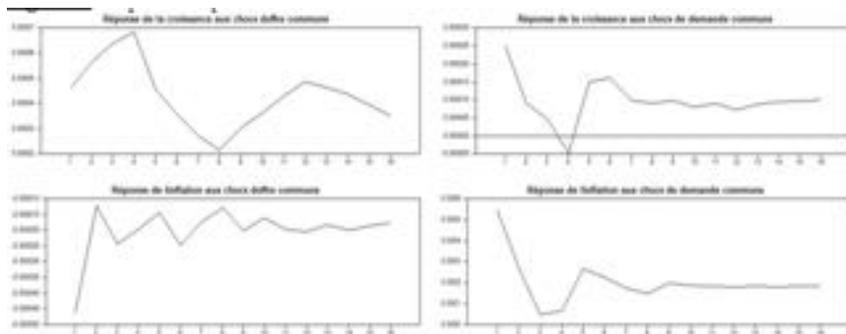
Graphique 17 – Réponses impulsionnelles du Congo aux chocs communs



Graphique 18 – Réponses impulsionnelles du Gabon aux chocs communs



Graphique 19 – Réponses impulsionnelles de Guinée aux chocs communs



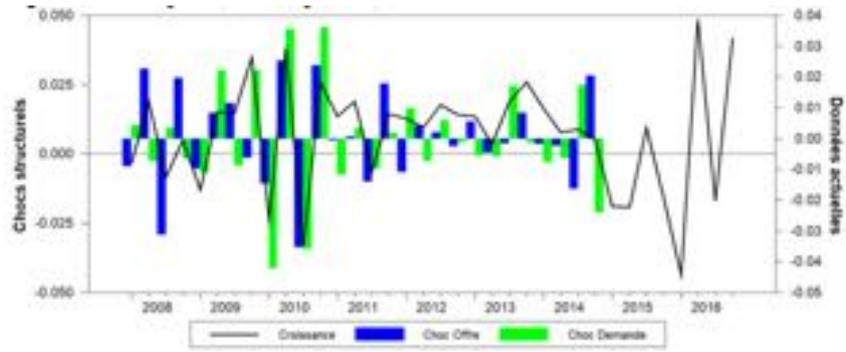
Graphique 20 – Réponses impulsionnelles du Tchad aux chocs communs

Horizon	Choc offre	Choc demande
1	53,14	46,86
2	51,78	48,22
3	50,43	49,57
4	50,66	49,34
5	58,25	41,75
6	60,7	39,3
7	60,11	39,89
8	59,82	40,18
9	60,15	39,85
10	60,33	39,67
11	59,6	40,4
12	59,69	40,31
13	60,26	39,74
14	60,98	39,02
15	60,69	39,31
16	60,43	39,57

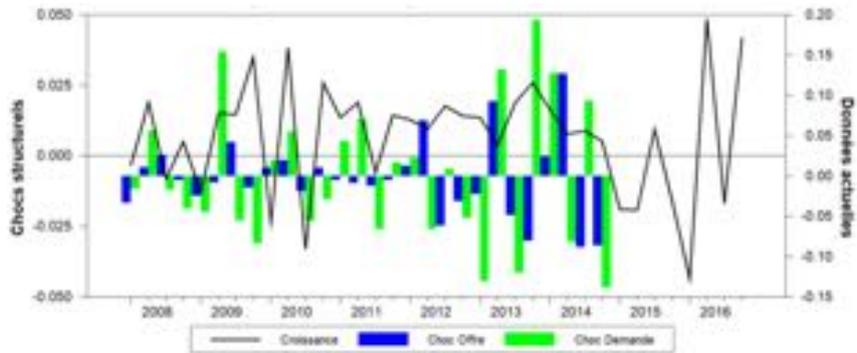
Graphique 21 – Décomposition de la variance de l'erreur de prévision suite aux chocs idiosyncratiques en moyenne dans la CEMAC

Horizon	Choc composite		Choc idiosyncratique		Choc commun	
	Choc offre	Choc demande	Choc offre	Choc demande	Choc offre	Choc demande
Cameroon						
1	55,2	44,8	55,2	44,8	1,2E-09	5,1E-09
2	51,0	49,0	51,0	49,0	1,1E-09	5,5E-09
3	49,2	50,8	49,2	50,8	1,1E-09	5,5E-09
4	48,7	51,4	48,7	51,4	1,1E-09	5,5E-09
5	48,3	51,7	48,3	51,7	1,1E-09	5,5E-09
8	47,4	52,6	47,4	52,6	1,1E-09	5,4E-09
12	46,4	53,6	46,4	53,6	1,1E-09	5,3E-09
16	46,1	53,9	46,1	53,9	1,2E-09	5,2E-09
Centrafrique						
1	51,1	48,9	51,1	48,9	2,2E-08	1,1E-06
2	60,2	39,8	60,2	39,8	2,2E-08	1,1E-06
3	59,3	40,7	59,3	40,7	2,1E-08	1,2E-06
4	61,8	38,2	61,8	38,2	2,1E-08	1,2E-06
5	66,1	33,9	66,1	33,9	2,8E-08	8,3E-07
8	73,9	26,1	73,9	26,1	2,9E-08	7,7E-07
12	75,3	24,7	75,3	24,7	2,8E-08	8,0E-07
16	75,9	24,1	75,9	24,1	2,8E-08	8,1E-07
Congo						
1	93,9	6,1	93,9	6,1	3,0E-11	9,5E-11
2	91,5	8,5	91,5	8,5	3,0E-11	7,6E-11
3	91,0	9,0	91,0	9,0	3,0E-11	7,3E-11
4	91,1	8,9	91,1	8,9	3,0E-11	7,5E-11
5	90,4	9,6	90,4	9,6	3,0E-11	7,0E-11
8	90,1	9,9	90,1	9,9	3,0E-11	6,5E-11
12	90,1	9,9	90,1	9,9	3,0E-11	5,9E-11
16	90,1	9,9	90,1	9,9	3,0E-11	5,6E-11
Gabon						
1	44,1	55,9	44,1	55,9	2,0E-09	5,0E-08
2	44,7	55,3	44,7	55,3	2,0E-09	5,0E-08
3	47,9	52,1	47,9	52,1	2,2E-09	4,6E-08
4	49,0	51,0	49,0	51,0	2,3E-09	4,5E-08
5	49,6	50,4	49,6	50,4	2,4E-09	4,3E-08
8	51,3	48,7	51,3	48,7	2,4E-09	4,3E-08
12	51,6	48,4	51,6	48,4	2,5E-09	4,1E-08
16	51,7	48,3	51,7	48,3	2,6E-09	4,0E-08
Guinée-Equatoriale						
1	2,7	97,3	2,7	97,3	1,1E-09	6,9E-07
2	2,1	97,9	2,1	97,9	3,8E-09	6,5E-07
3	2,4	97,7	2,4	97,7	4,7E-09	6,3E-07
4	3,1	96,9	3,1	96,9	6,5E-09	6,0E-07
5	3,1	96,9	3,1	96,9	7,8E-09	5,7E-07
8	4,1	95,9	4,1	95,9	7,8E-09	5,7E-07
12	4,3	95,7	4,3	95,7	8,9E-09	5,5E-07
16	4,4	95,7	4,4	95,7	9,4E-09	5,5E-07
Tchad						
1	99,8	0,2	99,8	0,2	2,3E-09	6,7E-10
2	99,7	0,3	99,7	0,3	2,3E-09	3,1E-10
3	99,7	0,3	99,7	0,3	2,3E-09	1,8E-10
4	99,7	0,3	99,7	0,3	2,3E-09	1,2E-10
5	99,7	0,3	99,7	0,3	2,3E-09	1,4E-10
8	99,7	0,3	99,7	0,3	2,3E-09	1,8E-10
12	99,7	0,3	99,7	0,3	2,3E-09	1,6E-10
16	99,7	0,3	99,7	0,3	2,3E-09	1,5E-10

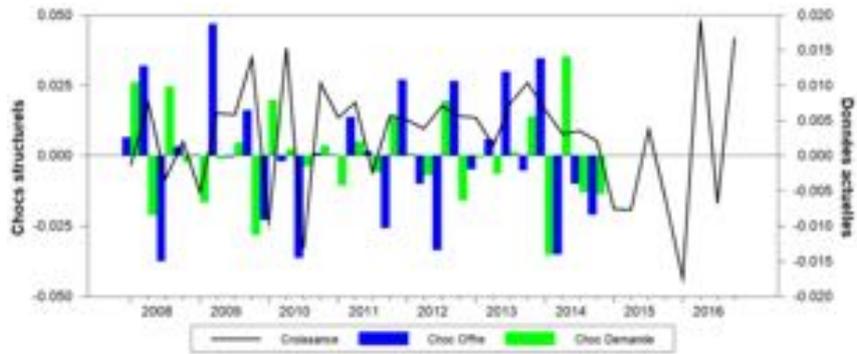
Graphique 22 – Décomposition de la variance de l'erreur de prévision suite aux chocs idiosyncratiques en moyenne dans la CEMAC



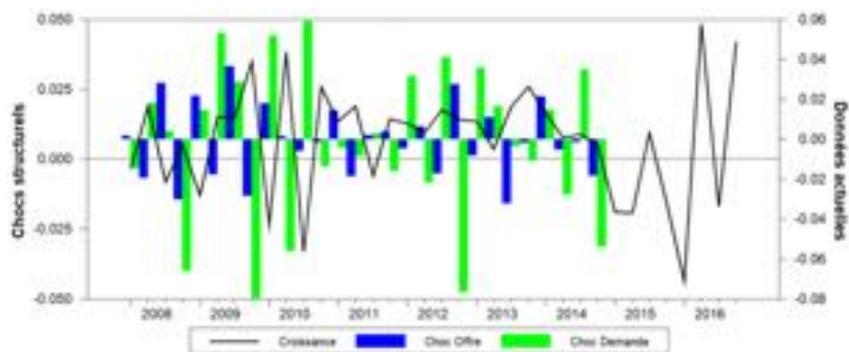
Graphique 23 – Décomposition historique de la croissance au Cameroun



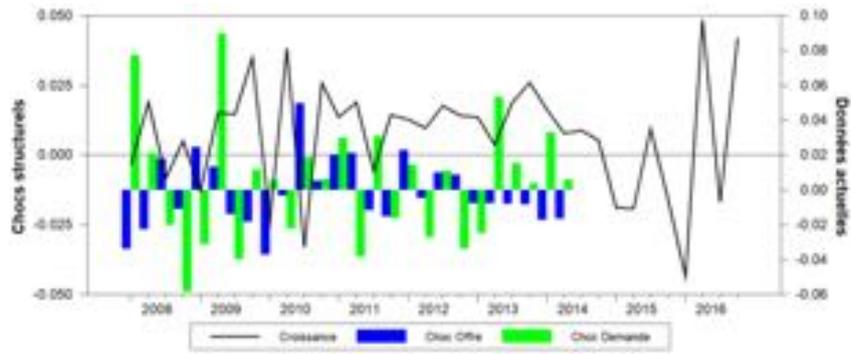
Graphique 24 – Décomposition historique de la croissance en Centrafrique



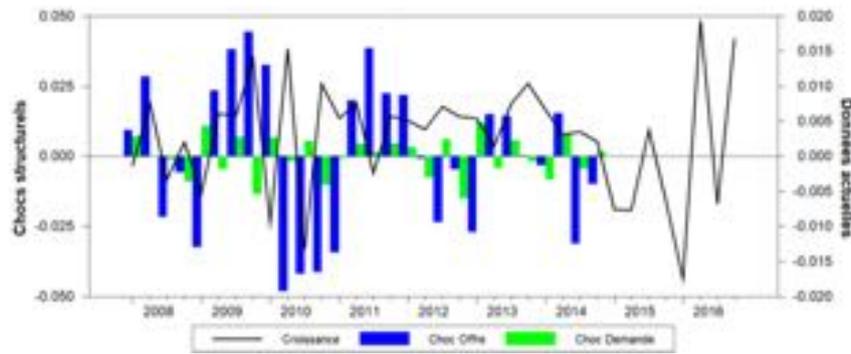
Graphique 25 – Décomposition historique de la croissance au Congo



Graphique 26 – Décomposition historique de la croissance au Gabon



Graphique 27 – Décomposition historique de la croissance en Guinée Equatoriale



Graphique 28 – Décomposition historique de la croissance au Tchad