

BEAC

Banque des Etats de
l'Afrique Centrale



BEAC Working Paper

- BWP N° 08/17 -

Politique monétaire, stabilité monétaire et croissance économique dans la CEMAC : une approche SVAR bayésienne

BIKAI J. Landry

Docteur en sciences économiques
Direction de la Recherche
bikai@beac.int

Et

ESSIANE Patrick-Nelson Daniel

Economiste
Direction de la Recherche
essiane@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.

Politique monétaire, stabilité monétaire et croissance économique dans la CEMAC : une approche SVAR bayésienne

BIKAI Jacques Landry*. ESSIANE Patrick-Nelson Daniel**

Décembre 2017

Résumé

L'objectif de ce travail est d'apprécier l'incidence des chocs de politique monétaire sur la stabilité monétaire interne (inflation), la stabilité monétaire externe (taux de couverture extérieur, réserves de change) et la croissance économique dans la CEMAC. Pour atteindre cet objectif, nous spécifions et estimons un modèle VAR structural avec des techniques bayésiennes (BSVAR) sur des données trimestrielles allant du premier trimestre 2001 au quatrième trimestre 2016. La stratégie d'identification des chocs s'est inspirée des travaux de Binning (2013) qui permet de combiner à la fois des restrictions de signes et de zéros pour des VAR sous identifiés. Trois résultats majeurs se dégagent de notre travail. Premièrement, il apparaît que le canal du taux d'intérêt est limité dans la CEMAC et les chocs sur la base monétaire ont davantage d'incidence sur la stabilité monétaire que les chocs sur le taux directeur. Deuxièmement, les chocs de politique monétaire ne semblent pas exercer d'influence sur la croissance économique dans les différents pays de la CEMAC mais ont des effets différenciés sur les prix et les réserves de change selon l'instrument utilisé, les chocs sur la base monétaire ayant des effets plus significatifs que les chocs sur les taux. Troisièmement, les chocs de demande semblent exercer une influence plus importante sur la dynamique de la stabilité monétaire externe que les chocs monétaires quantitatifs.

Mots-clés : Politique monétaire ; Inflation ; Réserves internationales de changes ; Croissance économique ; CEMAC ; Analyse bayésienne.

Codes JEL : E52 ; E58 ; E31 ; C11 ; C22 ; O55

Monetary Policy, Monetary Stability and Economic Growth in CEMAC : A Bayesian Structural VAR approach

Abstract

The aim of this paper is to study the effects of monetary policy shocks on monetary stability (inflation and international reserves) and economic growth in CEMAC countries. We specify and estimate a structural bayesian VAR (BSVAR) on quarterly data of CEMAC countries from 2001Q1 to 2016Q4. Our identification strategy is borrowed from Binning (2013) which combine both sign and zero restrictions for underidentified VARs. We find three main results. First, our results suggest that shocks on central bank's interest rate are less effective than quantitative monetary shocks in CEMAC. Second, economic growth appears insensible to monetary policy shocks, while inflation and international reserves dynamic are more affected by quantitative monetary shocks than interest rate shocks. Third, demand shocks seem to influence more the dynamic of international reserves than quantitative monetary shocks.

Keywords : Monetary Policy ; Inflation ; International reserves ; Economic growth ; CEMAC ; Bayesian analysis.

JEL Classification : E52 ; E58 ; E31 ; C11 ; C22 ; O55

*. Économiste, Direction de la Recherche, BEAC

**.. Économiste, Direction de la Recherche, BEAC

Nous remercions Junior MAIH (Norges Bank), Désiré AVOM (Université de Dschang, Cameroun), ainsi que les cadres de la BEAC pour leurs précieuses observations sur notre travail. Les erreurs et omissions éventuellement contenues dans le document relèvent de la seule responsabilité des auteurs.

Sommaire

Résumé non technique	3
Introduction	5
1 Politique monétaire et stabilisation des économies	7
2 Méthodologie et données	11
3 Résultats et discussion	15
3.1 Effets des chocs de politique monétaire dans les pays de la CEMAC	16
3.2 Décomposition de la variance des variables d'intérêt	20
3.3 Décomposition historique des variables d'intérêt	22
Conclusion	26
Références	27
A Annexes	32
A.1 Méthodologie de calcul du coefficient de Polak	32
A.2 Comparaison des fonctions de réponses impulsionnelles (IRF) des différents modèles estimés.	33
A.3 Distribution des fonctions de réponse impulsionnelles des différents pays de la CEMAC aux chocs de politique monétaire	35
A.4 Décomposition historique des variables d'intérêt pour les différents pays de la CEMAC	38

Résumé non technique

La préservation d'un cadre macroéconomique stable est au cœur des préoccupations d'une banque centrale. La Banque des Etats de l'Afrique Centrale (BEAC) suit donc étroitement la dynamique du produit intérieur brut, de l'inflation, des réserves de changes (en raison essentiellement du régime de change fixe) mais également d'autres variables pertinentes liées aux grands équilibres macroéconomiques.

La plupart des études qui analysent les effets de la politique monétaire dans la Communauté Economique et Monétaire de l'Afrique Centrale (CEMAC) s'intéressent le plus souvent à l'activité (croissance du PIB) et aux prix (inflation). La particularité de cette étude est d'évaluer, à l'aide des techniques économétriques récentes, les effets de la politique monétaire de la BEAC, non seulement sur l'activité et les prix, mais également sur la dynamique des réserves de change.

Particulièrement, l'objectif de ce travail est d'apprécier l'incidence des chocs de politique monétaire (chocs sur le taux d'intérêt, choc sur la base monétaire) dans la CEMAC : (i) sur la stabilité monétaire interne (inflation), (ii) la stabilité monétaire externe (taux de couverture extérieur ou réserves de change) et (iii) la croissance économique.

Pour atteindre notre objectif, nous spécifions et estimons un modèle VAR structurel avec des techniques bayésiennes (BSVAR) sur des données trimestrielles des économies de la CEMAC et sur les données agrégées de la sous-région, allant du premier trimestre 2001 au quatrième trimestre 2016. La stratégie d'identification des chocs s'est inspirée des travaux de Binning (2013) qui permet de combiner à la fois des restrictions de signes et de zéros pour des VAR sous identifiés.

Trois résultats majeurs se dégagent de notre travail :

- premièrement, et comme le démontre la plupart des travaux dans ce domaine, le canal du taux d'intérêt est limité dans la CEMAC et les chocs sur la base monétaire ont davantage d'incidence sur la stabilité monétaire (inflation et réserves de changes) que les chocs sur le taux directeur ;
- deuxièmement, les chocs de politique monétaire ne semblent pas exercer d'influence sur la croissance économique dans les différents pays de la CEMAC mais ont des effets différenciés sur les prix et les réserves de change selon l'instrument utilisé (les chocs sur la base monétaire ayant des effets plus significatifs que les chocs sur les taux) ;
- troisièmement, les chocs de demande semblent exercer une influence plus importante sur la dynamique de la stabilité monétaire externe (réserves de changes) que les chocs monétaires quantitatifs (chocs sur la base monétaire).

Le dernier résultat interpelle particulièrement les Etats de la sous-région sur la nécessité de diversifier les économies afin de substituer progressivement les importations gourmandes en réserves de changes. Quant aux deux premiers résultats, ils permettent de conforter la décision de la BEAC de resserrer sa politique monétaire depuis mars 2017

car cette dernière influence les réserves de change. Ces résultats permettent également de constater les effets limités de l'action de la BEAC sur l'activité économique. Ainsi il serait judicieux de poursuivre des réformes visant l'amélioration de l'efficacité de la politique monétaire tant au niveau de la banque centrale (redynamisation du marché interbancaire, mise en place des centrales d'information financières, etc) qu'au niveau des Etats (climat des affaires, bonne gouvernance, accélération du commerce intrarégional, etc).

Introduction

L'objectif principal de la politique monétaire de la Banque des Etats de l'Afrique Centrale (BEAC) est d'assurer la stabilité monétaire qui se décline en deux sous-objectifs : la stabilité interne (inflation faible¹) et la stabilité externe (taux de couverture extérieure² de la monnaie suffisante). Les statuts de la BEAC autorisent également à la banque centrale, sans préjudice à son objectif de stabilité monétaire, d'apporter son soutien aux politiques économiques générales élaborées par les Etats. Pour atteindre ses objectifs, la BEAC utilise notamment (i) la manipulation de son principal taux directeur ; le Taux d'Intérêt d'Appel d'Offres (TIAO) et (ii) agit sur les quantités de à travers la fixation d'un plafond de refinancement par pays et la manipulation des coefficients de réserves obligatoires. Il est donc primordial pour la BEAC de savoir si son action affecte ses principales variables d'intérêt à savoir : l'inflation, les réserves de change (ou le taux de couverture extérieur de la monnaie), et l'activité. Le présent article s'intéresse donc à l'incidence des chocs de politique monétaire (taux d'intérêt et base monétaire) sur la stabilité monétaire et la croissance dans la Communauté Economique et Monétaire de l'Afrique Centrale (CEMAC) et rejoint de ce fait la plupart des travaux sur les mécanismes de transmission de la politique monétaire dans les pays en développement.

Deux champs d'analyse de la politique monétaire apparaissent prioritaires pour cette étude : (i) l'analyse de l'impact des chocs monétaires sur l'activité et l'inflation (Sims, 1992; Bernanke et Gertler, 1995; Mishkin, 1996; Bernanke et al., 2005; Uhlig, 2005; Rafiq et Mallick, 2008; Dimitrijevic et Lovre, 2013; Roberts, 2004; Mishkin, 2007, 2009; Reynard, 2007; Bonga-Bonga et Kabundi, 2015; Bikai et Kenkouo 2015; Ngerebo, 2016); et (ii) l'analyse de l'influence des impulsions monétaires sur l'équilibre monétaire externe (Artus, 1986; Aghion et al., 2000; Lane et Burke, 2001; Kim, 2003; Mohanty et Turner, 2006; BCE, 2006; Khan, 2008).

La question de l'efficacité de la politique monétaire dans les pays en développement n'est pas tranchée dans la littérature économique. Certains auteurs mettent en exergue la faiblesse des canaux de transmission de la politique monétaire et particulièrement le canal du taux d'intérêt, en raison de la faiblesse du cadre institutionnel, des marchés financiers embryonnaires, de la surliquidité bancaire et de la prépondérance du secteur bancaire, (Mishra et al. 2010; Saxegaard, 2006; Lungu, 2008; Buigut, 2009; Mishra et al., 2016). D'autres auteurs par contre aboutissent à l'efficacité des canaux de transmission dans certains pays en développement (Uanganta et Ikhide, 2002; Cheng, 2006; Saad, Mohammed et Zakaria, 2011; Berg et al 2013). Un consensus semble toutefois se dégager selon lequel, le canal du taux d'intérêt est plus efficace dans les pays ayant des marchés financiers suffisamment développés (Peiris et Saxegaard, 2007; Mohanty et Turner, 2008; Mishra et al., 2010, 2011, 2012; Davoodi et al., 2013). Dans la CEMAC³, la plupart

1. La norme communautaire retenue dans le cadre de la surveillance multilatérale est de 3%.

2. Le taux de couverture extérieure est le rapport entre les avoirs extérieurs de la banque centrale et ses engagements vis à vis du secteur bancaire et des Etats. Pour préserver la stabilité externe, la BEAC a également adopté en 2017, une cible de réserves équivalentes à 3 mois d'importations et de couverture de la dette publique extérieure à court terme.

3. Comprend six pays : le Cameroun, la République Centrafricaine, la République du Congo, le Gabon, la Guinée Equatoriale et le Tchad.

des études confirment la faiblesse du canal du taux d'intérêt (Fielding, 1994 ; Saxegaard, 2006 ; Kamgna et Ndambendia, 2008 ; Montiel et al. 2012 ; Bikai et Kenkouo, 2015). En d'autres termes, les modifications du taux directeur de la BEAC n'ont presque pas ou très peu d'effets sur l'activité et les prix. Aucune de ces études ne s'est cependant intéressée à l'impact du taux d'intérêt sur la stabilité monétaire externe et principalement sur les réserves de change. De plus, la plupart des études utilisent des approches classiques d'estimation qui laissent très peu de place au jugement d'expert largement utilisé dans les banques centrales et qui peut être rendu possible grâce à l'usage des techniques d'estimation bayésiennes.

Il faut cependant rappeler que les travaux de Davoodi et al. (2013) montrent que l'usage des inférences statistiques standards abouti toujours à la faiblesse des mécanismes de transmission dans les pays en développement. Ces auteurs utilisent ainsi les modèles de type VAR⁴ bayésiens et FAVAR⁵, et parviennent à démontrer que le canal du taux d'intérêt, du crédit et du taux de change dans les pays d'Afrique de l'Est sont fonctionnels. Toutefois, ils retrouvent le résultat largement partagé dans la littérature selon lequel, le canal du taux d'intérêt semble plus pertinent dans les pays ayant une importante profondeur des marchés financiers.

Avec l'usage des techniques bayésiennes dans les modèles VAR structurels appliqués à chaque pays de la CEMAC, cette étude est une contribution à l'analyse des effets de la politique monétaire de la BEAC sur ses principaux objectifs. A ce titre, l'étude innove sur le type de modèle utilisé (VAR Bayésien) qui donne davantage de poids à l'expérience des experts sur les économies étudiées, mais elle permet également d'apprécier les effets de la politique monétaire sur la stabilité monétaire externe. La CEMAC étant en régime de change fixe, l'évaluation d'un tel effet est d'une importance capitale car elle permet d'apprécier l'action de la banque centrale sur les réserves de change et donc sa capacité à préserver la parité de la monnaie par rapport à la monnaie d'ancrage (l'euro). La stratégie d'identification des chocs utilisée dans notre approche méthodologique s'inspire des travaux de Binning (2013), qui combine à la fois des restrictions de signes, de zéros, de court terme et de long terme. L'usage des contraintes de signe sur l'inflation en particulier permet de résoudre le problème de « Price Puzzle » qui est très rencontré dans la littérature et matérialise l'augmentation de l'inflation à la suite d'une augmentation du taux d'intérêt (Sims, 1992 ; Bernanke et al., 2005 ; Rabanal, 2007).

La suite de l'article est structurée en trois sections. La première fait un état des objectifs poursuivis par la Banque Centrale ainsi que leurs liens potentiels avec les actions de politique monétaire. La deuxième section présente la modélisation utilisée pour apprécier les effets de la politique monétaire sur la stabilité monétaire externe et interne et sur la croissance économique ainsi que les données utilisées. Quant à la troisième section, elle présente les résultats et recommandations de politiques économiques.

4. Vector Auto Regressive

5. Factor Augmented Vector Autoregressive

1 Politique monétaire et stabilisation des économies

Depuis les réformes des années quatre-vingt-dix, la politique monétaire de la BEAC vise à maintenir une stabilité monétaire et un soutien aux politiques économiques générales des Etats. Pour atteindre ses objectifs, la BEAC utilise plusieurs instruments notamment : (i) la politique de refinancement (manipulation des taux d'intérêt et fixation des plafonds de refinancement par Etat)⁶, et (ii) la politique des réserves obligatoires.

A la lumière des mesures prises par le Comité de Politique Monétaire depuis le milieu des années 2000, nous pouvons remarquer que la politique monétaire de la BEAC a été accommodante jusqu'en 2016. Parmi les mesures prises par la BEAC, relevant tant de la politique monétaire stricto sensu que de mesures visant globalement à faciliter le financement des économies, nous pouvons citer notamment :

- **L'assouplissement des taux directeurs** : de 2007⁷ à 2016, le principal taux directeur de la BEAC a été revu huit (08) fois à la baisse. Le taux d'intérêt des appels d'offres (TIAO) est passé de 5,25 % en 2007 à 2,45 % en juillet 2015 ;
- **L'élargissement des conditions de refinancement des banques** : en octobre 2013, le CPM a décidé d'inclure les titres publics à la gamme des actifs admis comme collatéral aux opérations de refinancement. De plus, les plafonds des objectifs de refinancement des États ont été régulièrement rehaussés, de 61,5 milliards au troisième trimestre 2014 à 1 050 milliards au premier trimestre 2016 permettant ainsi aux banques de souscrire plus facilement aux émissions des titres publics ;
- **L'assouplissement significatif des conditions de financement des États**⁸ : en rapport avec la chute des cours du pétrole qui a entraîné d'importants déficits budgétaires des Etats de la CEMAC, le Comité de Politique Monétaire (CPM) a décidé en 2015 de suspendre, à titre provisoire, le principe de la réduction progressive des avances statutaires aux États. De plus, le Conseil d'Administration de la BEAC a décidé de retenir, comme base de calcul des avances statutaires, le niveau des recettes budgétaires ordinaires d'origine nationale atteint au cours de l'exercice 2014⁹, année la plus favorable pour les Etats de la CEMAC ;
- **L'octroi d'avances exceptionnelles** : en 2016 le CPM a décidé d'accorder des avances exceptionnelles fixé à 50 % des plafonds d'avances directes révisés en 2015, ces avances ont été accordées aux États en programme avec le FMI et engagé dans un processus d'ajustement budgétaire cohérent (Tchad et la République centrafricaine) ;

6. Il faut rappeler qu'une nouvelle réforme de la Politique monétaire est en cours à la BEAC et vise à moderniser son cadre institutionnel, stratégique, analytique et opérationnel.

7. Début des activités du Comité de Politique Monétaire (CPM)

8. Jusqu'en 2016 les statuts de la BEAC autorisaient un financement direct de la Banque centrale aux Etats. Ce mode de financement inflationniste a été suspendu par la résolution des Chefs d'Etats le 23 décembre 2016.

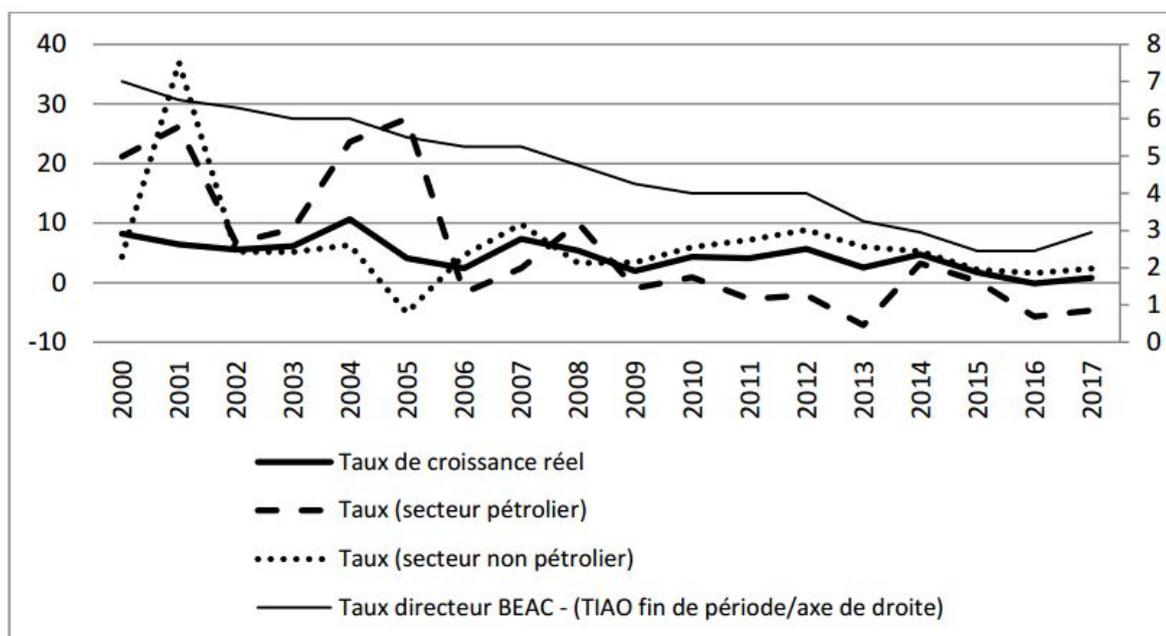
9. Selon les textes en vigueur à cette période, les avances de la BEAC aux Etats devraient représenter 20% des recettes de l'année précédente.

- **La promotion des crédits à moyen terme**¹⁰ : la BEAC a décidé de maintenir le Guichet B dans son dispositif d'intervention du marché monétaire afin d'aider au développement des crédits productifs ;
- **La réduction de moitié des coefficients des réserves obligatoires** : en avril 2016, les coefficients de réserves obligatoires ont été baissés afin de libérer environ 500 milliards de francs CFA de liquidité additionnelle pour les établissements de crédit en raison de la baisse de l'activité induite par la chute des cours du pétrole, principale ressource des Etats de la CEMAC ;
- **L'augmentation du financement de la BEAC à la BDEAC**¹¹ : En plus de la hausse de 50 à 150 milliards de FCFA du plafond de refinancement établi par la Banque centrale, l'institution de développement communautaire bénéficie depuis janvier 2016 d'un compte courant d'associé dont le montant a atteint 120 milliards en juin 2016.

Comme on peut le constater, l'ensemble de ces mesures visait prioritairement à soutenir les Etats en difficulté et à assouplir les conditions de crédit afin de relancer la croissance. Toutes ces mesures ayant pour conséquence un accroissement de la base monétaire, ont assurément eu des effets autant sur la stabilité monétaire interne que sur la stabilité monétaire externe.

L'observation des graphiques ci-après, ne permet pas d'établir une relation claire entre les manipulations du taux directeur et les objectifs de la BEAC principalement en ce qui concerne le PIB¹² et l'inflation. On s'attendrait donc à une faiblesse des mécanismes de transmission de la politique monétaire et principalement du canal du taux d'intérêt.

Graphique 1 – Politique monétaire et croissance économique dans la CEMAC



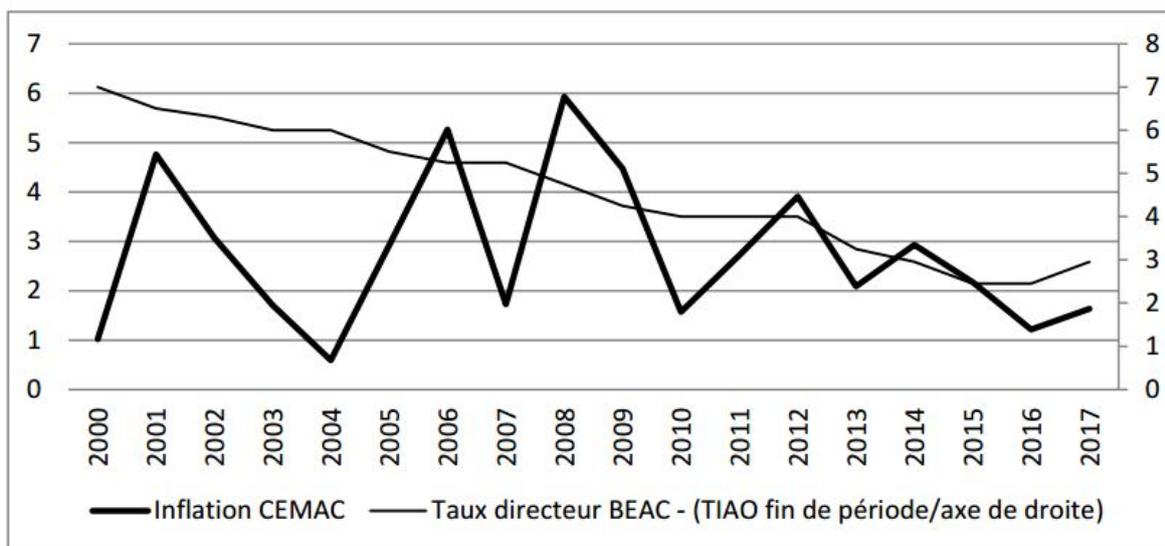
Source : Données de la BEAC

10. Il s'agit d'un compartiment du marché monétaire destiné au financement des gros investissements.

11. Banque de Développement des Etats de l'Afrique Centrale

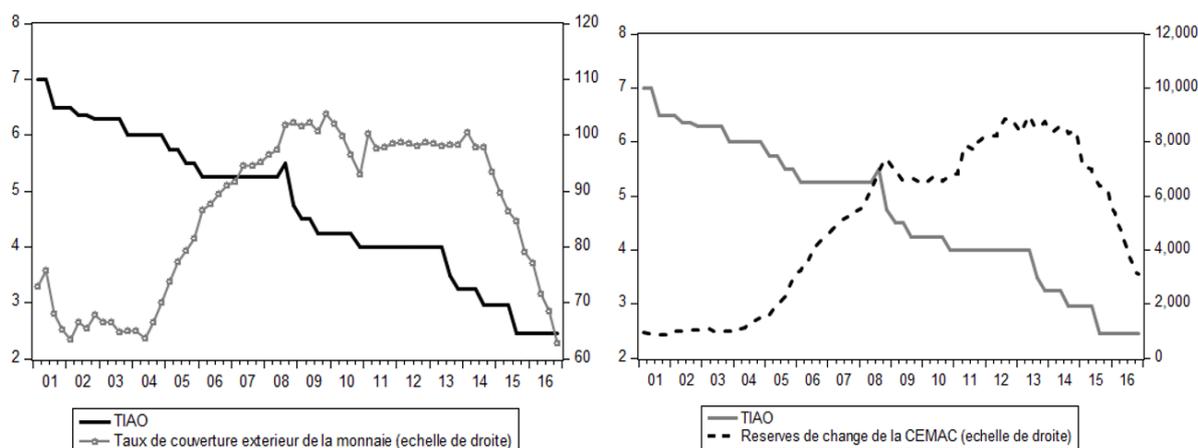
12. Produit Intérieur Brut.

Graphique 2 – Politique monétaire et inflation dans la CEMAC



Source : Données de la BEAC

Graphique 3 – Politique monétaire et stabilité monétaire externe dans la CEMAC (2001T1-2016T4)



Source : Données de la BEAC

Il est cependant possible que les politiques accommodantes mises en place par la BEAC aient eu un impact.

Théoriquement, pour mettre en exergue la relation entre la politique monétaire, et stabilité externe, l'on fait généralement recours à « l'approche monétaire de la balance des paiements » (Polak, 1957; Mundell, 1968; Frenkel et Johnson, 1976). Selon cette approche et en raison de la faible diversification des économies de la CEMAC, un assouplissement des conditions de crédit à l'économie devrait se traduire à court terme par une augmentation des dépenses d'importation qui devrait entraîner la baisse des réserves de change de la Banque Centrale. Ce cadre met en lien trois variables : la masse monétaire, les actifs intérieurs nets et les réserves de change, suivant la relation ci-après.

$$\begin{aligned} \text{Variation de la masse monétaire} & - \text{Variation des actifs intérieurs nets} \\ & = \text{Variation des réserves de change} \quad (1) \end{aligned}$$

La variation des actifs intérieurs nets est matérialisée ici par l'augmentation des crédits à l'Etat et au secteur privé. En d'autres termes, une augmentation non contrôlée du crédit intérieur est susceptible d'entraîner une chute des réserves et compromettre par là même, la capacité de la Banque Centrale à assurer la stabilité externe de la monnaie.

Une conclusion similaire peut être tirée d'une autre approche théorique : celle de l'écart « **Epargne-Investissement** » en économie ouverte, et généralement utilisée par le FMI pour l'analyse des déséquilibres extérieurs. Elle met en relation l'épargne, l'investissement et le solde de la Balance des transactions courantes suivant la relation ci-après :

$$\begin{aligned} \text{Epargne intérieure} & - \text{Investissements intérieurs} \\ & = \text{Solde de la Balance des transactions courantes} \quad (2) \end{aligned}$$

Ici, un durcissement de la politique monétaire (relèvement du taux directeur) peut décourager les investissements et améliorer la stabilité monétaire externe. Cette relation met également en exergue le fait que dans un environnement où l'épargne est faible et où l'on veut relancer l'investissement pour stimuler la croissance, la conséquence immédiate est un creusement du déficit extérieur courant et donc, une érosion des réserves de change. Ainsi, pour atténuer l'effet de dilution des réserves, les ressources nécessaires pour couvrir l'excédent de l'investissement intérieur par rapport à l'épargne domestique doivent provenir de l'étranger. En d'autres termes, il faudrait recourir à une stratégie optimale d'emprunts libellés en devises (à l'épargne extérieure) pour relancer l'investissement domestique sans dégrader l'équilibre extérieur et contribuer ainsi à stabiliser la situation monétaire de la CEMAC. Le recours des Etats de la CEMAC aux financements du FMI¹³ au cours de l'année 2017 témoigne assurément de ce désir de renforcer la stabilité monétaire externe.

Au regard de ces aspects théoriques, on peut comprendre pourquoi la BEAC a entamé un durcissement de sa politique monétaire depuis le début de l'année 2017. En effet, face à la chute des réserves de changes¹⁴ dans la sous-région, la BEAC a entamé depuis le CPM de mars 2017 un resserrement de sa politique monétaire (augmentation du taux directeur, suppression des avances aux Etats) justifié par l'incidence négative sur la dynamique des réserves de change que pourrait avoir la politique monétaire accommodante appliquée jusque-là.

Une politique monétaire trop expansionniste pour des économies en régime de change

13. Fonds Monétaire International

14. Entre 2015 et 2017, le stock de réserves de changes de la BEAC s'est fortement dégradé passant de 6241,52 milliards de F CFA en 2015 à 2983,60 milliards de FCFA, soit une baisse nette de près de 3257,91 milliards de FCFA.

fixe, faiblement diversifiées et extraverties comme celles de la CEMAC, se traduit assurément par une érosion des réserves de changes. Le tableau 1 ci-dessous, présente l'estimation des pertes en réserves de change découlant des avances accordées aux Etats d'une part et aux crédits à l'économie d'autre part. Ces estimations ont été obtenues sur la base du modèle de Polak (1957). De ce modèle peut être dérivé un coefficient dénommé « Coefficient de Polak » permettant de mesurer la perte des réserves de change due à la croissance des crédits accordés à l'économie (voir méthode de calcul en annexe 1).

L'analyse du tableau 1 révèle ainsi que sur la période 2006 à 2016, les crédits à l'économie ont augmenté de près de 6218,11 milliards de FCFA. Entraînant ainsi une perte de réserves de change au niveau de la CEMAC d'environ 3419,96 milliards. Les avances accordés par la BEAC aux Etats ont quant à eux entraîné une perte en réserves de près de 1209,44 milliards sur la même période. La période de mise en œuvre de la politique monétaire accommodante a donc été marquée par des sorties de devises importantes. Par ailleurs, près de 26% des pertes en réserves est imputable aux avances accordées aux Etats.

Tableau 1 – Estimation des baisses des avoirs extérieurs dues aux avances accordées aux États de 2006 à 2016

	CMR	RCA	Congo	Gabon	GE*	Tchad	CEMAC
Moyenne coef. Polak (2006-2016)	0,49	0,45	0,58	0,46	0,7	0,65	0,55
Avances directs de la BEAC aux Etats (Milliards FCFA)	266	18,49	572	452	610,36	279,97	2198,82
Perte des réserves liées aux avances (Milliards de FCFA)	131,37	8,27	334,2	209,98	427,68	180,86	1209,44**
Variation des crédits à l'économie (2006-2016)	2032,45	79,28	1142,25	613,35	1020,84	497,62	6218,11
Perte des réserves liées aux crédits à l'économie (Milliards de FCFA)	1117,85	43,6	628,24	337,34	561,46	273,69	3419,96

Source : Estimation des auteurs

2 Méthodologie et données

Pour apprécier l'incidence de la politique monétaire sur la stabilité monétaire et la croissance dans la CEMAC, nous estimons pour chacun des pays de la CEMAC et pour les données communautaires de la sous-région, un modèle VAR Structurel (SVAR) à 5 endogènes de fréquence trimestrielle : le taux de croissance du prix du pétrole (DOILP), le taux de croissance des réserves de change (GRES), le taux de croissance du PIB réel (GPIB), le taux d'inflation en glissement annuel (INFL) et un indicateur de politique monétaire (le Taux d'Intérêt d'Appel d'Offres (TIAO)¹⁵ et, alternativement, le taux de croissance de la base monétaire GBM¹⁶).

Le modèle SVAR utilisé pour chaque pays de la CEMAC ainsi que pour les données sous régionales agrégées peut être spécifié comme suit :

15. Principal taux directeur de la politique monétaire de la BEAC.

16. En effet, la base monétaire constitue un instrument de politique monétaire pour la BEAC en ce sens que celle-ci l'influence directement dans le cadre de la détermination des objectifs de refinancement du système bancaire. Il s'avère donc tout aussi pertinent d'apprécier son incidence sur la stabilité monétaire.

$$A_0 z_t = \alpha + \sum_{i=1}^p A_i z_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3)$$

Où le vecteur des variables endogènes $z_t = (DOILP_t, GRES_t, GPIB_t, INFL_t, TIAO_t)'$, ε_t ¹⁷ renvoie à un vecteur d'innovations non-corrélées représentant les chocs structurels du modèle.

La matrice A_0 est telle que le vecteur des résidus de l'estimation de la forme réduite du modèle VAR estimé avec les endogènes z_t et noté e_t peut être décomposé de sorte que $e_t = A_0^{-1} \varepsilon_t$.

On a ainsi :

$$e_t \equiv \begin{pmatrix} e_t^{DOILP} \\ e_t^{GRES} \\ e_t^{GPIB} \\ e_t^{INFL} \\ e_t^{TIAO} \end{pmatrix} = A_0^{-1} \begin{pmatrix} \varepsilon_t^{oil} \\ \varepsilon_t^{res} \\ \varepsilon_t^{ad} \\ \varepsilon_t^{as} \\ \varepsilon_t^{polmon} \end{pmatrix}$$

Avec *oil*, le choc sur le prix du pétrole, *res*, un choc idiosyncratique sur les réserves de change¹⁸, *ad* le choc de demande, *as* le choc d'offre, *polmon* le choc de politique monétaire.

Afin de déterminer la matrice A_0 , nous allons suivre l'approche de Binning (2013), qui permet d'identifier les chocs structurels en imposant des restrictions à la fois des signes et de zéros, à court terme et à long terme. Cette approche, plus flexible pour l'identification des chocs d'un SVAR, propose un cadre unifié pour l'identification des chocs dans un modèle VAR sous-identifié. Cette approche permet de lever la contrainte d'une imposition d'un nombre précis de restrictions par les zéros lors du processus d'identification des chocs (Binning, 2013, p.2). Il s'agit d'une évolution par rapport à la méthode de Rubio-Ramirez and al. (2010), qui proposent un algorithme d'identification des chocs à court terme et à long terme pour les modèles exactement identifiés. L'approche de Binning (2013) permet ainsi une plus grande liberté dans la définition des chocs, comme la combinaison de restrictions sur les délais d'impact, sur les signes ou l'amplitude attendue de la réaction d'une variable donnée à un choc. Cette méthode d'identification a été implémentée sur le logiciel RISE Toolbox.

La présentation du schéma d'identification des chocs de notre modèle est présentée au Tableau 2 ci-dessous :

17. Lorsque nous utilisons la base monétaire comme indicateur de politique monétaire, le vecteur des variables endogènes $z_t = (DOILP_t, GRES_t, GPIB_t, INFL_t, GBASE_t)'$, ε_t

18. Un choc ne dépendant pas d'une variation d'une des variables du système. Par exemple, un choc sur le commerce; l'endettement extérieur. Peuvent aussi être rangés comme autres facteurs, le rapatriement des réserves de change, qui est un enjeu particulièrement important pour la stabilité monétaire extérieure dans la CEMAC.

Tableau 2 – Schéma d'identification des chocs structurels du modèle SVAR

Type de restrictions	Variable Impactée	Délai d'impact (trimestre)	Choc	Signe	
Signes	DOILP	0	oil	+	
	GRES	0	res	+	
	GPIB	0	ad	+	
	GPIB	0	as	+	
	INF	0	ad	+	
	INF	0	as	-	
	INF	1	polmon	-	
	TIAO	0	polmon	+	
Zéros	Court terme	DOILP	0	ad	0
		DOILP	0	as	0
		DOILP	0	res	0
		DOILP	0	polmon	0
		GRES	0	as	0
		GRES	0	polmon	0
		GPIB	0	polmon	0
		INF	0	polmon	0
Long terme	-	-	-	-	

* Source : construction des auteurs. Les signes « + » et « - » renvoient aux sens de l'incidence du choc sur la variable impactée.

Cette spécification des chocs reprend les résultats théoriques du modèle offre agrégée - demande agrégée où les chocs d'offre induisent un accroissement de la production et une baisse de l'inflation et les chocs de demande un accroissement conjoint de la demande et de l'inflation à court terme¹⁹. Par ailleurs, nous avons spécifié un choc de politique monétaire qui a une influence retardée sur l'inflation, ce qui permet de prendre en compte les délais dans la transmission de la politique monétaire. Cette approche est recommandée par Estrella (2015) non seulement pour se conformer aux faits stylisés qui montrent que la politique monétaire ne réagit qu'après un délai sur l'activité et les prix (Friedman, 1961 ; Bernanke et Gertler, 1995 ; Svensson, 1997 ; Baltini et Nelson, 2001) mais permet également de s'affranchir du problème de « Price Puzzle » observé au cours de nos analyses. En effet Estrella (2015), suggère de résoudre le problème de « Price Puzzle » en introduisant une restriction prenant en compte l'effet retardé de la politique monétaire sur l'économie. Ainsi, nous avons identifié le choc de politique monétaire en imposant un délai dans sa transmission à l'inflation et à l'activité, et en imposant une contrainte de signe sur son effet retardé sur l'inflation (Tableau 2).

Le modèle spécifié à l'équation 1 suppose l'endogénéité de l'ensemble des variables du modèle. Cette hypothèse implique que les variables domestiques telles que le taux directeur de la Banque Centrale auraient une influence sur le cours du pétrole. Les pays de la CEMAC étant des petites économies ouvertes, cette éventualité n'est vraisemblablement

19. Toutefois, à la différence du modèle Offre agrégée-Demande Agrégée, nous n'avons pas imposé de restrictions quant à l'effet de long terme des chocs d'offre et de demande sur la croissance. Ainsi, seules les implications à court terme du modèle ont été considérées.

pas réaliste.

Pour résoudre ce problème, nous avons imposé des restrictions visant à annuler les coefficients de retard associés aux variables endogènes dans l'équation du prix du pétrole de la forme réduite du modèle VAR. Ce faisant, aucune variable du système ne pourra impacter le prix du pétrole.

L'estimation de l'équation (1) quant à elle s'est effectuée suivant une approche bayésienne. Elle a été préférée à l'approche classique parce qu'elle permet d'adjoindre à l'analyse, l'information connue a priori (les priors) sur le comportement des variables étudiées dans le processus d'estimation des paramètres, ce qui permet de combiner à la fois l'expérience de l'analyste et l'information contenue dans les données (Hamilton, 1994). La différence fondamentale entre l'estimation classique et bayésienne réside sur le traitement des paramètres à estimer. Ainsi, là où l'approche classique ne fera reposer l'estimation que sur l'information contenue dans les données, l'approche bayésienne, elle, repose sur le fait que la distribution des paramètres à estimer sera proportionnelle à leur vraisemblance au regard de l'information contenue dans les données et à l'information a priori, formulée par l'analyste (hypothèses sur les distributions de probabilité des paramètres). Formellement, soit :

$$z_t = c + \beta_1 z_{t-1} + \beta_2 z_{t-2} + \dots + \beta_p z_{t-p} + e_t \quad (4)$$

La forme réduite du VAR structurel spécifié en (1). En posant X_t le vecteur de format $[(np+1) \times 1]$ des variables contenant un terme constant ainsi que les retards des variables endogènes, on a :

$$X_t \equiv \begin{pmatrix} 1 \\ z_{t-1} \\ z_{t-2} \\ \vdots \\ z_{t-p} \end{pmatrix}, \text{ De même en posant } \Pi \equiv \begin{pmatrix} c \\ \beta_1 \\ \beta_2 \\ \vdots \\ \beta_p \end{pmatrix}$$

Le modèle 4 peut se réécrire sous forme matricielle :

$$z_t = \Pi' X_t + e_t \quad (5)$$

Ici, les paramètres inconnus sont Π et Ω , où $\Omega \equiv E(e_t e_t')$ désigne la matrice de variance-covariance des résidus. Ainsi, la distribution a posteriori des paramètres à estimer, peut être formulée suivant le *théorème de Bayes* :

$$f(\Pi, \Omega | z_t) = \frac{F(z_t | \Pi, \Omega) \times P(\Pi, \Omega)}{F(z_t)} \quad (6)$$

Où $F(z_t | \Pi, \Omega)$ renvoie à la vraisemblance du modèle, $P(\Pi, \Omega)$ le prior ou la distribution de probabilité des paramètres à estimer issue des informations *a priori* de l'analyste et $F(z_t)$ la densité des données ou vraisemblance marginale.

Dans le cadre de nos travaux, nous avons eu recours au *prior de Minnesota* pour formaliser l'introduction de l'information *a priori* dans les modèles estimés. Celui-ci incorpore au modèle la croyance selon laquelle les variables sont stationnaires ou non. Plus précisément, le prior de Minnesota permet d'introduire l'information selon laquelle les variables composant le vecteur suivent un processus autorégressif d'ordre 1 (AR(1)) ou une marche aléatoire.

Le choix du prior de Minnesota se justifie entre autres dans ce travail par l'incorporation du TIAO en niveau dans notre modèle. Celui-ci possédant une tendance baissière sur l'essentiel de la période d'étude, il est par conséquent nécessaire lors de l'estimation de prendre en compte cette non stationnarité. C'est ainsi qu'il a été affecté une valeur égale à 1 pour le coefficient relatif au TIAO dans le vecteur de paramètres du prior et 0,9 pour les autres variables du modèle. Enfin, en ce qui concerne le vecteur des hyperparamètres Λ ²⁰ relatif à la spécification de la matrice de variance-covariance du prior, nous lui avons attribué des valeurs généralement utilisées dans la littérature (voir Canova, 2007), l'hyperparamètre utilisé prend la valeur 0,1, traduisant une certaine certitude dans la croyance relative au comportement des variables étudiées. Ainsi, on a :

$$\Lambda = \begin{pmatrix} \lambda_1 \\ \lambda_2 \\ \lambda_3 \\ \lambda_4 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 0,1 \\ 0,5 \\ 1 \\ 100 \end{pmatrix}$$

Enfin, nous avons simulé les distributions postérieures des paramètres à travers un ré-échantillonnage par la méthode Markov Chain Monte Carlo²¹. Ainsi, nous représentons la distribution de la décomposition de la variance ainsi que la décomposition historique avec intervalles de crédibilité²², ce qui permet d'apprécier le degré d'incertitude de l'incidence des différents chocs identifiés sur les comportements des variables étudiées.

3 Résultats et discussion

Dans le cadre de nos travaux, nous avons estimé trois (03) versions du modèle 3 :

20. Ces hyperparamètres permettent de formaliser le degré de certitude avec lequel on estime que les variables suivent ou non l'hypothèse de stationnarité. L'hyperparamètre λ_1 contrôle la précision générale du prior et une valeur faible traduit davantage de certitude quant au comportement supposé de la variable. λ_2 contrôle le niveau d'interaction entre les variables du modèle. Plus il est faible, moins on suppose d'interaction entre les variables. λ_3 traduit le degré avec lequel on suppose que les coefficients des retards supérieurs à 1 tendent vers 0. Enfin, plus λ_4 est faible, plus on suppose que l'influence du terme constant dans la dynamique des variables dépendantes est faible.

21. Calibré pour effectuer 1000 rééchantillonnages.

22. Pour des seuils de 30%, 50%, 68% et 90%.

- une version dans laquelle nous n’avons pas imposé de restrictions linéaires sur l’effet des autres variables du modèle sur le prix du pétrole ;
- une version améliorée dans laquelle nous imposons une restriction supplémentaire indiquant qu’aucune variable du modèle ne peut influencer les prix du pétrole. Nous procédons dans cette version à une estimation classique ; et
- une version inspirée de la précédente, dans laquelle nous avons imposé des restrictions sur la dynamique du prix du pétrole et procédé à une estimation bayésienne avec prior de Minnesota.

Nous présentons ici les résultats de l’analyse bayésienne, car faisant l’objet principal de notre étude.

Par ailleurs, ils présentent des résultats plus cohérents en ce sens qu’un choc sur les variables domestiques (le TIAO par exemple), n’influence pas la dynamique du prix du pétrole, contrairement à l’estimation classique sans restrictions (voir annexe).

Les résultats de l’analyse classique avec restrictions et de l’analyse bayésienne ne semblent pas contradictoires au regard de l’analyse de la décomposition de la variance et de décomposition historique²³. Nous avons toutefois observé un problème de « Price puzzle » dans l’estimation classique que nous avons résolu en imposant des restrictions de signe sur l’impact du taux d’intérêt sur l’inflation²⁴ (voir le Tableau 2).

3.1 Effets des chocs de politique monétaire dans les pays de la CEMAC

Les chocs de politique monétaire seront appréciés à travers les chocs sur le principal taux d’intérêt directeur de la BEAC (le TIAO) d’une part, et les chocs sur la base monétaire d’autre part.

Globalement, il ressort que la stabilité monétaire semble plus affectée par les chocs de politique monétaire que la croissance économique. Par ailleurs, l’action sur la base monétaire semble plus efficace que celle sur le taux d’intérêt directeur. Ce résultat se rapproche de ceux obtenus par Bikai et Mbohrou (2016) où ils mettent en évidence la sensibilité de la base monétaire aux fluctuations de l’activité et des prix et montrent la supériorité de l’instrument quantitatif par rapport au taux d’intérêt.

Les résultats par pays (voir annexes) semblent toutefois montrer une hétérogénéité dans les fonctions de réponses, spécialement en ce qui concerne leurs amplitudes.

23. Les résultats des autres estimations sont par ailleurs disponibles sur demande.

24. L’ensemble des estimations est disponible à la demande.

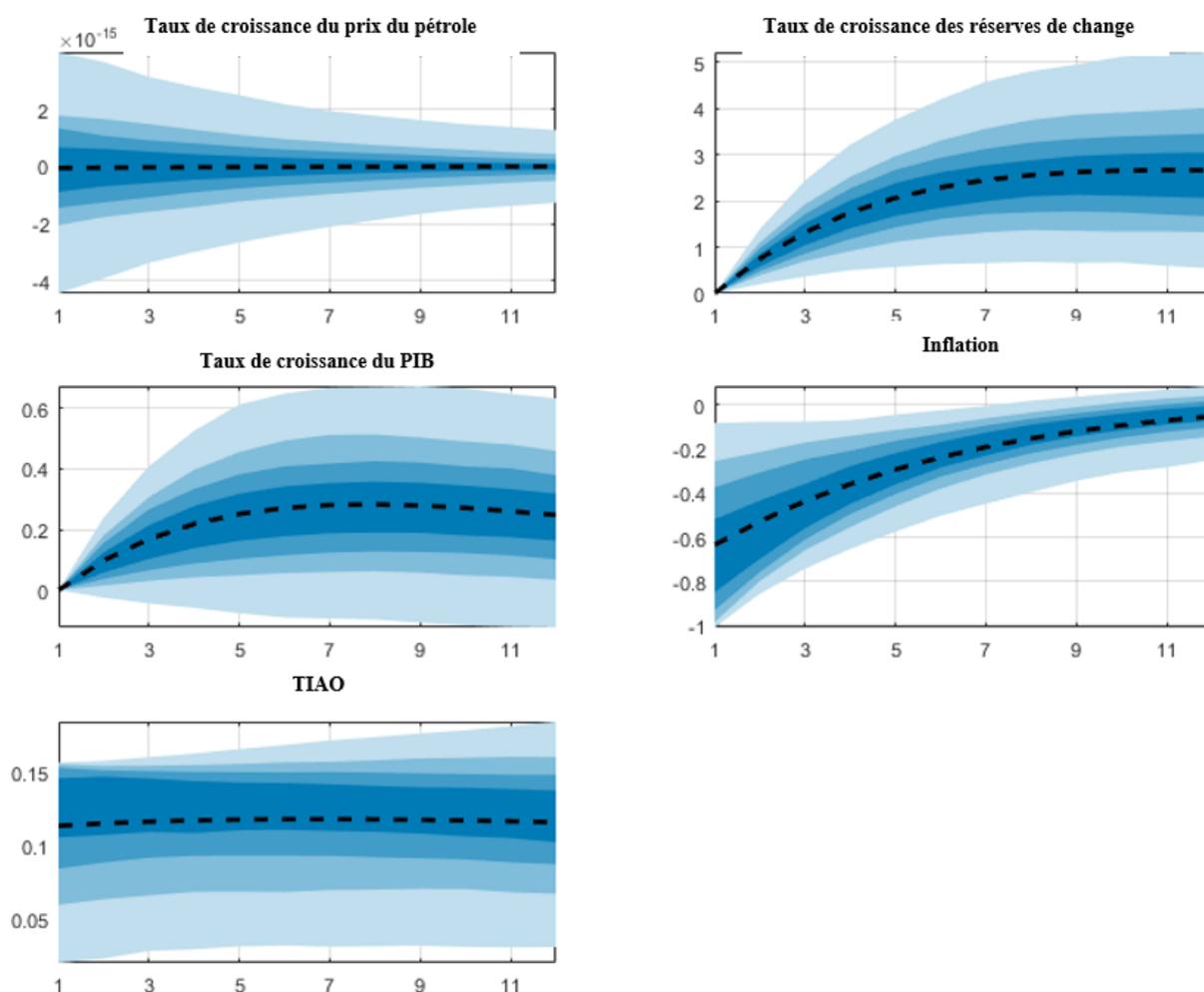
3.1.1 Chocs sur le taux d'intérêt

A l'échelle de la sous-région, les chocs sur le taux d'intérêt semblent avoir des effets significatifs sur l'inflation et les réserves (Graphique 4). Toutefois, l'effet sur les prix semble plus faible que l'effet sur les réserves.

En ce qui concerne la stabilité externe, les chocs positifs sur le taux directeur affectent positivement la dynamique des réserves de change. Bien que cet effet soit faible à court terme, son importance s'accroît à moyen/long terme. Une augmentation du taux directeur de 0,1% a une incidence proche de 1% en valeur médiane à partir du deuxième trimestre. Cet effet reste persistant et proche de 3% à moyen/long terme.

L'effet du TIAO sur la croissance semble quant à lui très faible et non significatif.

Graphique 4 – Représentation de la distribution des fonctions de réponses impulsionnelles suite à un choc sur le TIAO - Espace Géographique : CEMAC



Source : Estimation des auteurs. Les intervalles de crédibilité sont représentés par les bandes bleues. De la bande la plus foncée à la plus claire nous avons respectivement les intervalles de crédibilité aux seuils de 30%, 50%, 68% et 90%.

Ces résultats obtenus à l'échelle de la CEMAC se répliquent avec une certaine régula-

rité dans les différents pays de la CEMAC.

Au Cameroun, l'effet d'une augmentation du TIAO de 0,1 point engendrerait une baisse de 0,7% du taux d'inflation en valeur médiane²⁵. L'effet serait significatif, mais d'amplitude relativement variable et il s'estomperait au bout de huit trimestres environ. Cette dynamique est sensiblement identique au Gabon et en Guinée Equatoriale. Dans le cas de Centrafrique et du Congo, l'effet serait plus prononcé, avec une baisse de 2% et 1% respectivement. Néanmoins une certaine incertitude demeure quant à ces derniers résultats. Le Tchad est le pays où l'incidence des chocs sur le TIAO sur l'inflation est la moins prononcée. Ce phénomène peut être expliqué par la nature de l'inflation, assez marquée par l'évolution des conditions climatiques affectant le rendement (et donc l'offre) des produits agricoles.

Concernant l'effet du TIAO sur les réserves de change, le Gabon semble être le pays où il est le plus marqué, suivi de la Guinée Equatoriale et du Tchad. L'impact y serait maximum au bout de trois trimestres et relativement persistant dans le temps. Le développement financier relativement important (comparé à d'autres pays de la sous-région) pourrait être une explication de ce résultat au Gabon, comme le suggèrent les travaux de Davoodi et al. (2013) qui pensent que le canal du taux est plus significatif dans les pays ayant un système financier plus développé. Le cas du Tchad et de la Guinée Equatoriale semble par contre moins en phase avec ces résultats, ce qui soulève des interrogations quant aux mécanismes de transmission des impulsions monétaires à l'évolution de la stabilité monétaire externe dans ces pays. Le Cameroun, le Congo et la Centrafrique quant à eux ne semblent pas voir la stabilité monétaire externe sensiblement affectée par les chocs sur le taux directeur. Cette situation mettrait ainsi en lumière une hétérogénéité dans la sensibilité de la stabilité monétaire extérieure aux mouvements du taux directeur dans la CEMAC.

Au total, en dehors de l'effet marqué des chocs de politique monétaire sur les réserves de change, il semble se dégager que les chocs sur le taux directeur de la BEAC n'auraient pas d'effets significatifs sur la croissance économique mais un léger effet sur l'inflation, ce qui renforce l'idée d'une faiblesse des canaux de transmission de la politique monétaire à l'activité réelle, notamment le canal du taux d'intérêt. Ce résultat corrobore ceux obtenus par Fielding, 1994 ; Saxegaard, 2006 ; Kamgna et Ndambendia, 2008 ; Montiel et al. 2012 ; Bikai et Kenkouo, 2015.

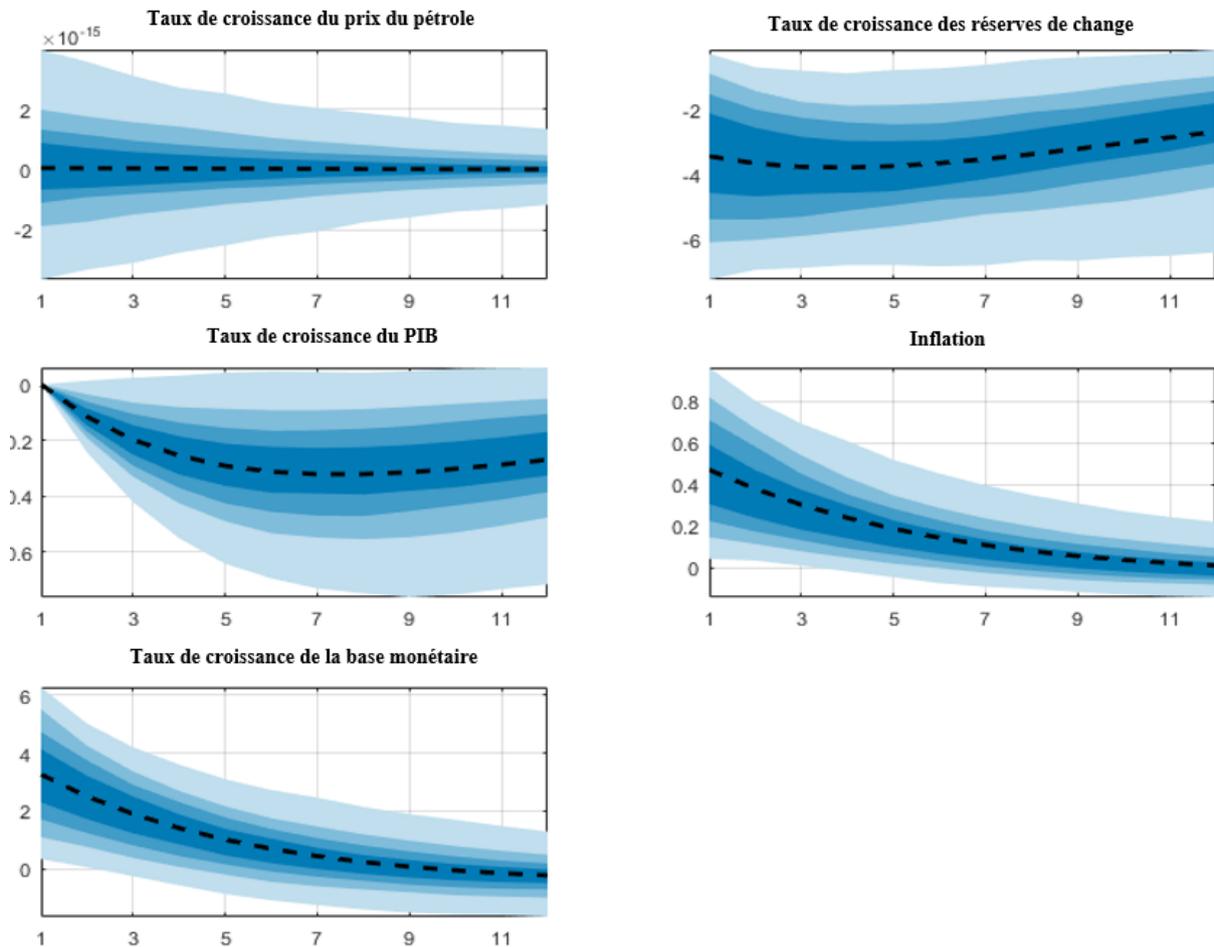
3.1.2 Chocs sur la base monétaire

Les résultats obtenus montrent un effet plus significatif des chocs sur la base monétaire par rapport aux chocs sur le taux d'intérêt. Au niveau global, on note qu'une augmentation de 3% de la base monétaire se traduirait par une hausse de l'inflation de 0.4% à l'impact, et cet effet se dissiperait au bout de cinq trimestres. Néanmoins, bien que l'incidence semble significative, nous observons beaucoup d'incertitude quant à l'amplitude

25. Valeur prise par la fonction de réponse impulsionnelle telle qu'elle divise la distribution des valeurs probables des fonctions de réponses impulsionnelles classées par ordre croissant en deux groupes de même densité. Sauf mention contraire, les valeurs avancées dans le texte font référence aux valeurs médianes.

des effets (Graphique 5). Nous observons également qu'un accroissement de la base monétaire entraîne une dégradation de même ampleur des réserves de change, ce qui corrobore les analyses de l'approche monétaire de la balance des paiements (voir équation 1 de la section 1). Les résultats par pays (voir annexes) corroborent ces analyses.

Graphique 5 – Représentation de la distribution des fonctions de réponses impulsionnelles suite à un choc sur la base monétaire - Espace Géographique : CEMAC



Source : Estimation des auteurs. Les intervalles de crédibilité sont représentés par les bandes bleues. De la bande la plus foncée à la plus claire nous avons respectivement les intervalles de crédibilité aux seuils de 30%, 50%, 68% et 90%.

L'incidence de la base monétaire dans chaque pays suit quasiment le même schéma que celui relatif à la sous-région dans son ensemble, ce qui suggère une certaine homogénéité dans la réaction aux chocs monétaires quantitatifs. Ce résultat corroborerait en outre l'idée selon laquelle le système financier, notamment le système bancaire, serait plus sensible aux modifications des instruments quantitatifs (limites de refinancement et réserves obligatoires) qu'aux modifications du taux d'intérêt dans la CEMAC. Cette situation peut probablement découler du fait que durant la période sous revue, les banques étaient essentiellement surliquides et n'intégraient pas forcément le taux directeur de la Banque Centrale dans la détermination du taux de base bancaire (Moukoko, 2013). Par ailleurs, comme le suggèrent Bikai et Kenkouo (2015), le canal du crédit bancaire serait

plus opérant dans la CEMAC, ce qui expliquerait que les chocs sur la base monétaire auraient relativement plus d'effets que l'action sur le taux directeur.

3.2 Décomposition de la variance des variables d'intérêt

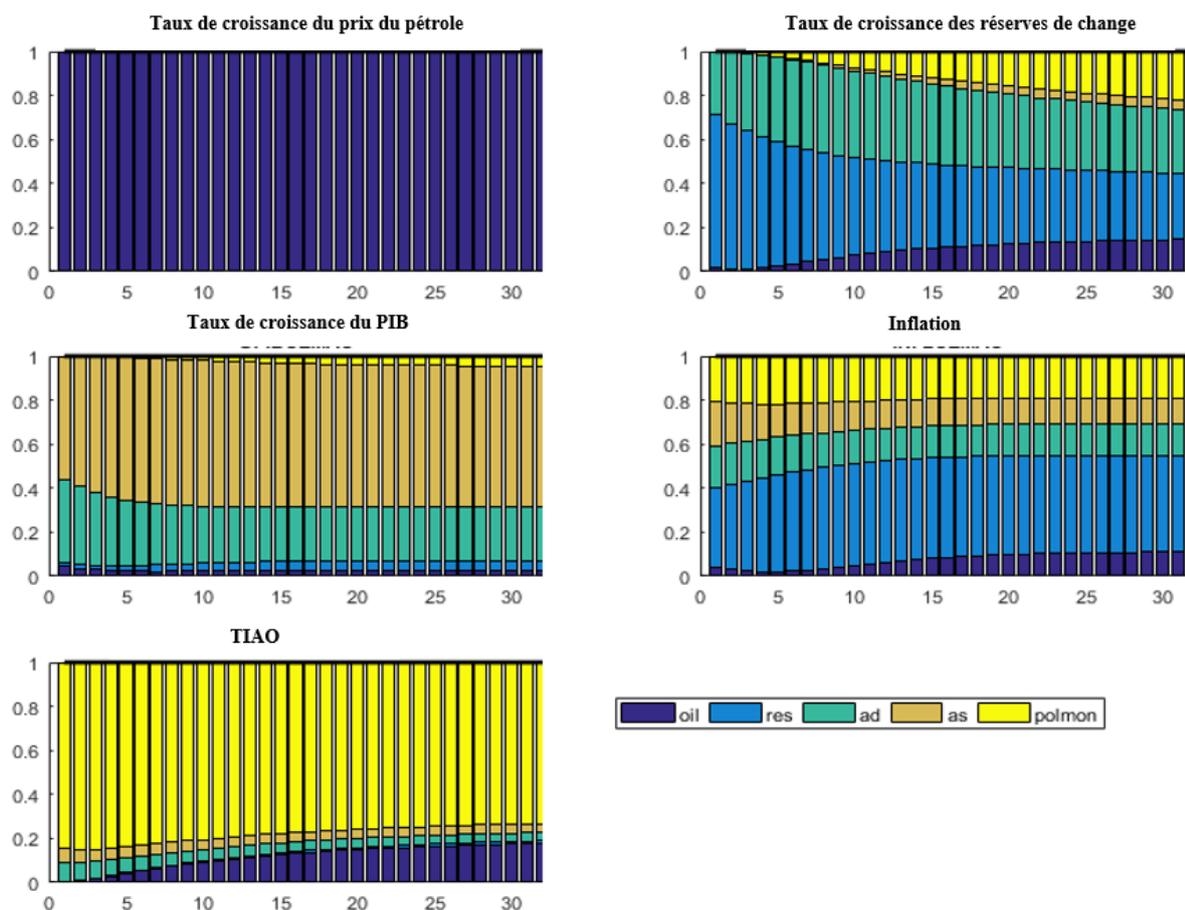
3.2.1 Cas du TIAO comme instrument de politique monétaire

L'analyse de la décomposition de la variance des variables d'intérêt de notre étude semble corroborer les résultats obtenus dans la littérature. En effet, l'inflation semble être influencée par les chocs de politique monétaire à un peu plus de 20% au niveau de la CEMAC, ce qui va dans le même sens que les résultats obtenus par Bikai, Batoumen et Fossouo (2016) (Graphique 6). Les chocs d'offre semblent également exercer une influence prépondérante dans l'explication de l'inflation, posant des défis pour la Banque Centrale dans l'atteinte de son objectif de stabilité monétaire interne. En effet, la BEAC, en agissant sur son taux directeur, vise essentiellement à influencer la demande agrégée. Si l'on considère que la dynamique de l'inflation est essentiellement dictée par des chocs d'offre, il pourrait s'avérer par conséquent difficile pour la Banque Centrale d'agir sur la stabilité des prix avec son taux directeur. Par ailleurs, nous pouvons noter que les chocs sur le prix du pétrole semblent ne pas beaucoup influencer l'inflation à court terme dans la CEMAC, ce qui rejoint les résultats de Kenkouo (2015).

En ce qui concerne la dynamique des réserves de change, celle-ci semble principalement influencée par les chocs de demande et les chocs sur les réserves. Ce résultat peut s'expliquer par le caractère extraverti de la demande intérieure de la CEMAC, qui exercerait des pressions importantes sur les avoirs extérieurs. A moyen-long terme, les chocs de politique monétaire sont de plus en plus perceptibles sur la dynamique des réserves de change.

La croissance économique quant à elle ne semble pas être impactée par la dynamique du taux directeur. Les chocs d'offre, les chocs sur le taux de couverture (Commerce extérieur, endettement extérieur, etc.) et les chocs de demande sont ceux qui contribueraient le plus à la dynamique de la croissance dans la CEMAC. Les chocs sur le prix du pétrole semblent donc ici avoir un impact indirect sur le PIB de la CEMAC. Ce résultat tend à montrer la nécessité d'améliorer la productivité des économies pour soutenir la croissance économique dans la sous-région d'une part, et la faible opérabilité du canal du taux d'intérêt d'autre part.

Graphique 6 – Décomposition de la variance des variables d'intérêt (CEMAC)



Source : estimation des auteurs

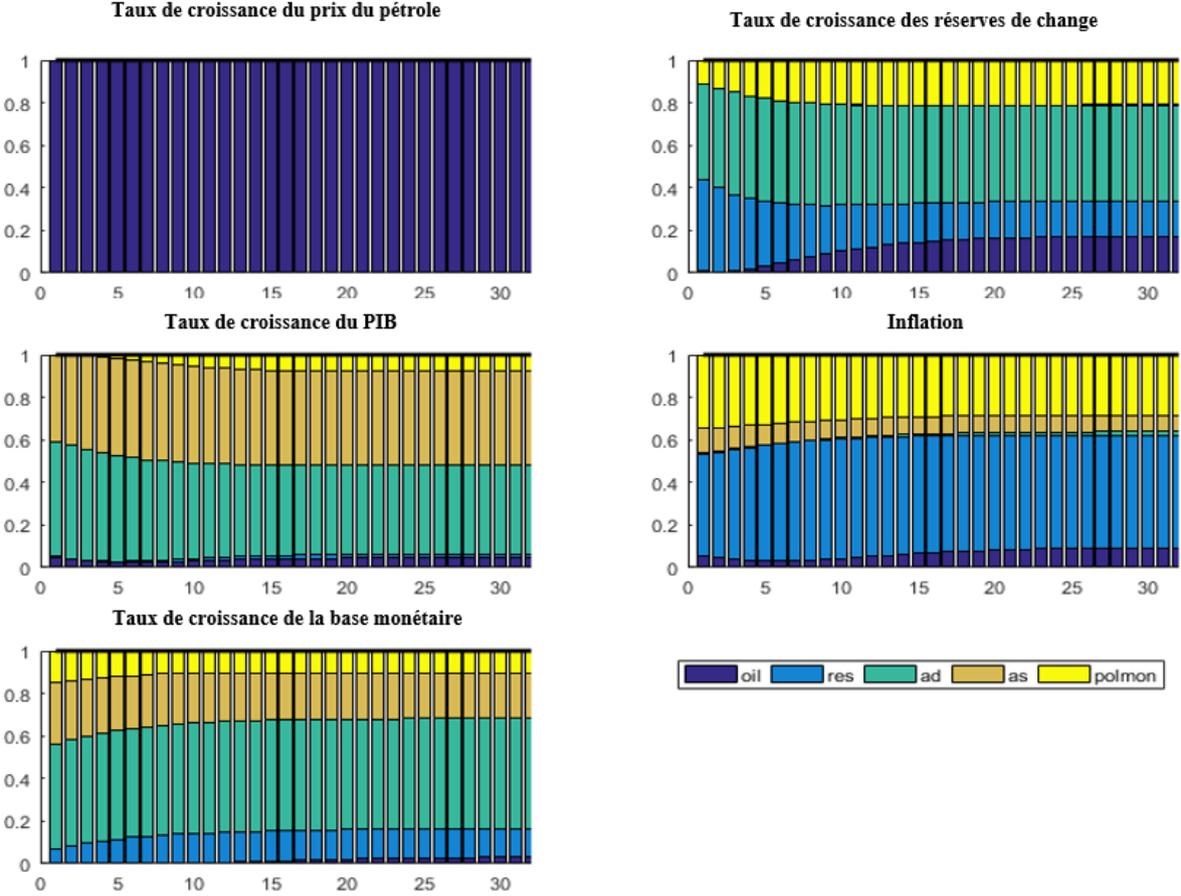
Les résultats obtenus semblent relativement homogènes dans les pays de la sous-région, bien que le modèle mette en lumière une certaine incertitude dans la contribution relative des chocs d'offre, de demande et de politique monétaire dans l'explication de l'inflation dans les différents pays (voir annexe). Egalement, il semble se dégager des résultats une certaine homogénéité dans l'explication de la dynamique des réserves de change, qui semble être essentiellement expliqué par des chocs de demande et des chocs sur les réserves. Enfin, la contribution des chocs de politique monétaire sur la croissance serait très faible dans l'ensemble des pays de la sous-région, traduisant une certaine homogénéité dans la faible opérabilité de la transmission des chocs sur le taux d'intérêt à la croissance dans la sous-région. Ce résultat peut s'expliquer par le faible développement financier de la CEMAC, comme suggéré par les travaux de Peiris et Saxegaard (2007) ou de Mishra, Montiel et Spilimbergo (2012).

3.2.2 Cas de la base monétaire comme instrument de politique monétaire

En ayant recours à la base monétaire comme instrument d'appréciation des chocs de politique monétaire dans la CEMAC, il apparaît que l'incidence sur les objectifs de politique monétaire est plus marquée, ce qui corrobore l'hypothèse d'une plus grande

efficacité de l'action sur les quantités plutôt que sur le taux dans la conduite de la politique monétaire de la BEAC (Graphique 7). L'action sur la base monétaire aurait ainsi une plus grande incidence sur la dynamique des réserves et de l'inflation et l'activité dans la CEMAC. Par ailleurs, l'ampleur des chocs de politique monétaire sur la croissance reste très faible dans la sous-région. Ce résultat a également été observé dans le cas du taux d'intérêt et suscite toutefois des interrogations quant à la l'incidence véritable des concours aux banques sur la croissance économique, et nécessite éventuellement des analyses plus approfondies.

Graphique 7 – Décomposition de la variance des variables d'intérêt - Espace géographique : CEMAC - Base monétaire comme instrument de politique monétaire



Source : Estimation des auteurs.

3.3 Décomposition historique des variables d'intérêt

L'analyse de la décomposition historique permet d'apprécier la contribution cumulée des différents chocs spécifiés à la dynamique historique des variables étudiées.

3.3.1 Prise en compte de l'instrument du taux d'intérêt

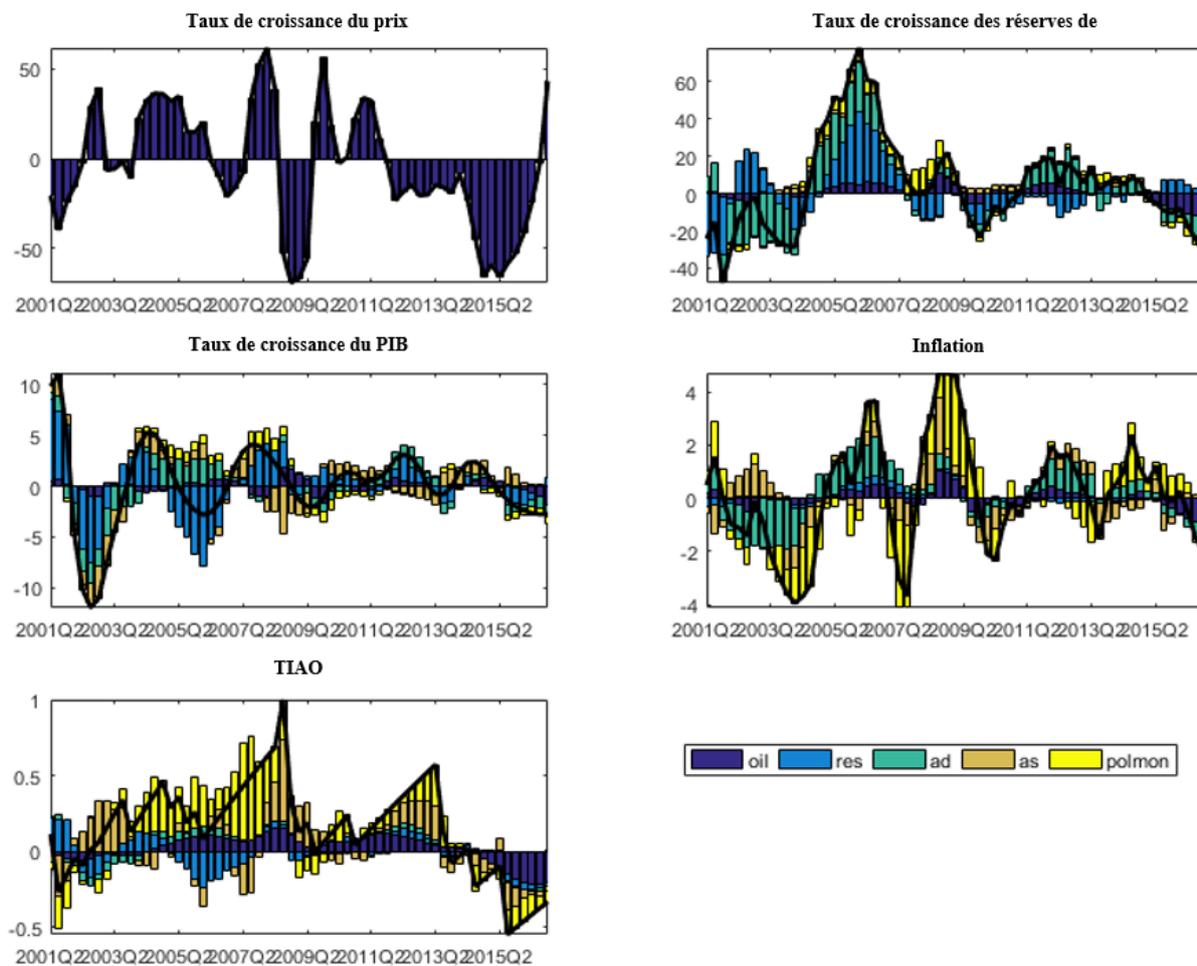
Le Graphique 8 présente les contributions relatives des différents chocs au niveau de la CEMAC. On peut ainsi noter que la dynamique des réserves de change a été fortement et négativement affectée à partir de 2014 par les chocs sur le prix du pétrole et les chocs de demande, illustrant bien la dépendance de la stabilité monétaire externe de la sous-région au cours mondial de l'or noir.

L'inflation quant à elle a été relativement volatile dans la sous-région. Sa décomposition historique montre que les chocs auraient été influencés par la politique monétaire, bien que le graphique 29 nuance son importance dans l'explication de la dynamique observée. Sur la fin de période, l'inflation semble connaître une certaine modération par la combinaison de chocs négatifs sur la demande et le prix du pétrole.

Enfin, il est à noter que les chocs de politique monétaire ne semblent pas avoir substantiellement affecté la croissance économique sur la période sous-revue, ce qui pourrait traduire une certaine inefficacité de la politique d'assouplissement du taux d'intérêt menée depuis la seconde moitié des années 2000. Toutefois, on ne pourrait conclure sur cette base à une inefficacité complète des impulsions monétaires sur la croissance, principalement du fait que la période étudiée est caractérisée par une certaine surliquidité du système bancaire. Celle-ci rendant les banques relativement insensibles aux modifications de taux d'intérêt, elle pourrait expliquer, entre autres, la dynamique observée²⁶.

26. Une analyse de la dynamique de l'incidence de la politique monétaire restrictive menée depuis 2017 serait à ce titre fort intéressante.

Graphique 8 – Décomposition historique des variables étudiées - CEMAC- TIAO comme instrument de politique monétaire



Source : Estimation des auteurs

3.3.2 Prise ne compte de l'instrument quantitatif

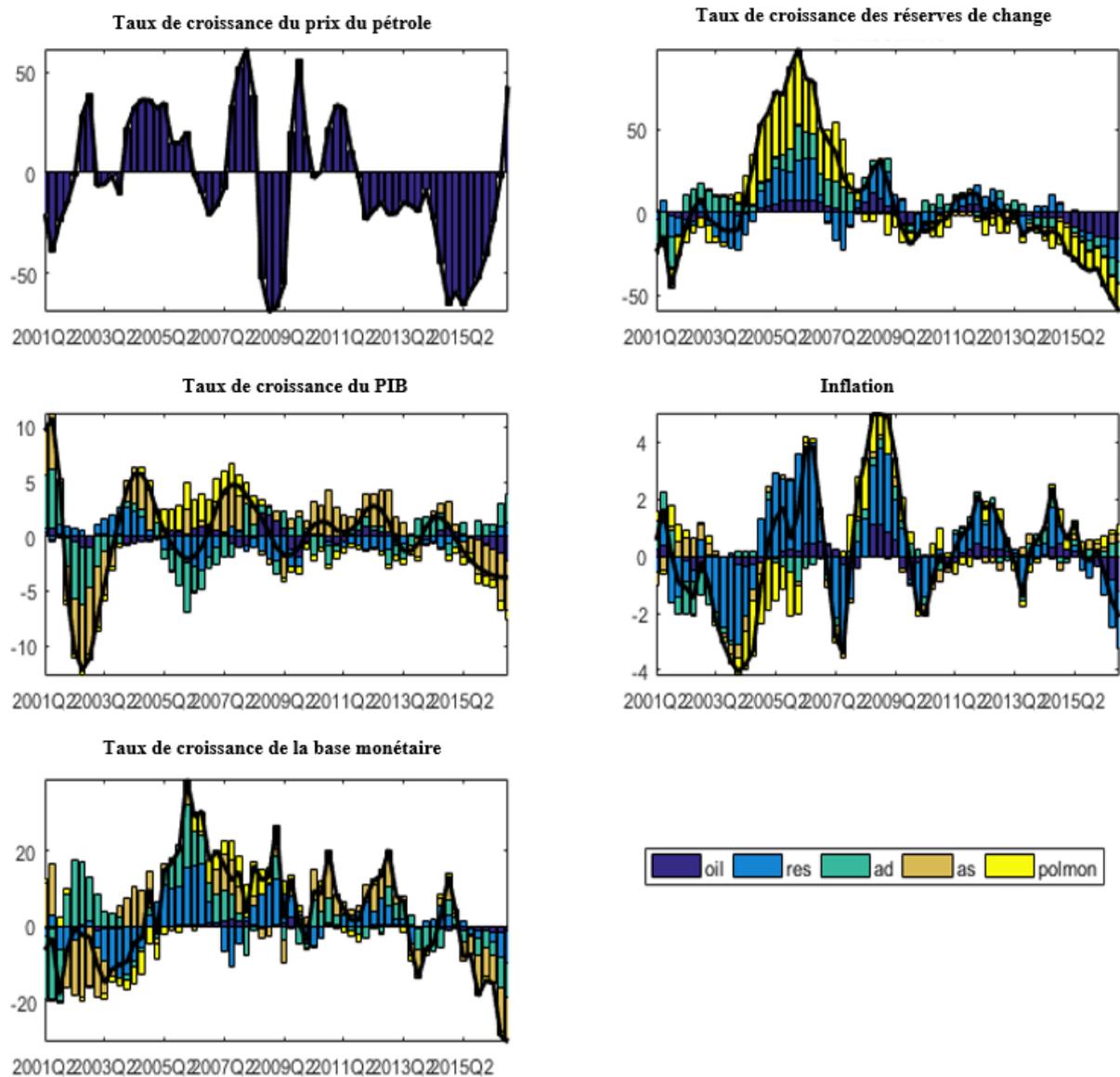
En considérant l'influence de la dynamique de la base monétaire, on peut apprécier l'incidence sur l'inflation et les réserves de change de l'action de la Banque Centrale sur les quantités offertes dans la sous-région (Graphique 9). Ainsi, on peut noter que la politique d'assouplissement monétaire adoptée dès la fin des années 2000 a en moyenne contribué négativement à la dynamique des réserves de change et exercé, bien qu'en des proportions moindres, des pressions inflationnistes dans la sous-région. En particulier, on peut observer que jusqu'en 2014, la bonne tenue des cours du pétrole a assez bien contrebalancé l'érosion des réserves induites par la politique monétaire accommodante dans la sous-région. La conjugaison, dès le second semestre 2014, d'un prolongement de cette politique monétaire avec la chute des cours du pétrole a fortement contribué à dégrader la stabilité monétaire externe dans la CEMAC. Par ailleurs, la pression de la demande semble également avoir joué un rôle non négligeable dans l'érosion des réserves de change dans la CEMAC. La demande intérieure ne s'est pas immédiatement ajustée après la chute du cours du baril

de pétrole et a contribué à dégrader la stabilité monétaire externe²⁷.

Ce résultat met en exergue les contraintes pesant sur la Banque Centrale dans l'atteinte de son objectif de stabilité monétaire externe et est riche d'enseignement quant à la conduite et la réussite de la politique monétaire restrictive menée par la BEAC depuis 2017. En effet, la pression sur les réserves de change exercée par la demande intérieure, essentiellement extravertie, peut potentiellement nuire à l'efficacité de la politique monétaire restrictive menée par la BEAC depuis le début de l'année 2017 pour défendre la stabilité monétaire externe de la sous-région. Les Etats devraient donc songer à diversifier davantage leurs économies afin de développer les structures productives locales et substituer progressivement les importations consommatrices de réserves de change.

27. Des mesures budgétaires restrictives ont été adoptées par différents Etats de la CEMAC dès 2017. Ainsi, en 2017, le Congo a réduit son budget de 27% par rapport à 2016. Au Tchad, les dépenses budgétaires sont passées de 1455 milliards de FCFA en 2016 à 936 milliards de FCFA en 2017 (lois des finances), soit une baisse d'environ 35%. La Guinée Equatoriale, qui a toutefois réagi plus promptement en ajustant ses dépenses de fonctionnement dès 2015, a abaissé des dépenses publiques de près de 23% entre 2016 et 2017 (source BEAC).

Graphique 9 – Décomposition historique des variables étudiées - CEMAC - base monétaire comme indicateur de politique monétaire



Source : estimation des auteurs

Conclusion

L'objectif de ce travail était d'apprécier l'incidence de la politique monétaire sur la stabilité monétaire (interne et externe) et la croissance économique dans la CEMAC.

Pour y parvenir, nous avons eu recours à l'estimation bayésienne de modèles VAR structurels (BSVAR) sur les données individuelles de chaque pays et sur les données de la sous-région globale. L'identification des chocs du modèle est inspirée des travaux de Binning (2013) qui permettent de combiner les restrictions de signes et de zéros tant à court terme qu'à long terme dans le cadre de modèles VAR structurels sous-identifiés.

Dans notre travail, nous avons spécifiés 5 chocs : un choc de demande, un choc d'offre, un choc sur le prix du pétrole, un choc sur les réserves de change et un choc sur la politique monétaire. Deux versions du modèle ont été estimées conformément aux instruments utilisés par la BEAC, l'une intégrant le taux directeur de la BEAC (le TIAO) comme instrument de politique monétaire, et l'autre intégrant la base monétaire.

Plusieurs résultats clés se dégagent de nos travaux. Premièrement, il apparait que le canal du taux d'intérêt est limité dans la CEMAC et les chocs sur la base monétaire auraient davantage d'incidence sur la stabilité monétaire que les chocs sur le taux directeur. Deuxièmement, les chocs de politique monétaire ne semblent pas exercer d'influence forte sur la croissance économique dans les différents pays de la CEMAC. Troisièmement, les chocs de demande semblent exercer une influence plus importante sur la dynamique de la stabilité monétaire externe que les chocs de politique monétaire.

Ces résultats indiquent qu'une action sur la base monétaire serait plus efficace pour la BEAC qu'une action sur le taux d'intérêt afin d'atteindre ses objectifs de politique monétaire tant internes qu'externes. Toutefois, les contraintes que font peser la demande intérieure sur la stabilité monétaire externe dans la sous-région plaident pour une meilleure coordination des politiques monétaires et budgétaires et une plus grande diversification des économies.

Références

- [1] Aghion, P., Bacchetta, P., & Banerjee, A. (2000) : « Currency Crises and Monetary Policy in an Economy with Credit Constraints », Working Paper, Study Center Gerzensee No. 00.07. Study Center Gerzensee.
- [2] Artus, P. (1986) : « Crises de balance des paiements, politique monétaire, contrôle des changes », *Revue Economique*, 37(4), pp.637-358.
- [3] Batini, N., & Nelson, E. (2001) : « The lag from monetary policy actions to inflation : Friedman revisited », *International Finance*, 4(1), pp.381-400.
- [4] BCE (Banque Centrale Européenne). (2006) : « The Accumulation of Foreign Reserves », *Occasional Paper No. 43*.
- [5] Berg, A., Charry, L., & Portillo, R. (2013) : « The Monetary Transmission Mechanism in the Tropics : A Narrative Approach », *IMF Working Paper No. WP/13/197* », International Monetary Fund.
- [6] Bernanke, B. S., Boivin, J., & Elias, P. (2005) : « Measuring the Effects of Monetary Policy : A Factor Augmented Vector Autoregressive (FAVAR) Approach », *The Quarterly Journal of Economics*, 120(1), pp.387-422.
- [7] Bernanke, B. S., & Gertler, M. (1995) : « Inside the Black Box : The Credit Channel of Monetary Policy Transmission », *The Journal of Economic Perspectives*, 9(4), pp.27-48.

- [8] Bikai, J. L., Batoumen, M. H., & Fossouo Kamga, A. (2016) : « Déterminants de l'inflation dans la CEMAC : le rôle de la Monnaie », *BEAC Working Paper No. BWP 05/16* Yaoundé : BEAC.
- [9] Bikai, J. L., & Kenkouo, G.-A. (2015) : « Analyse et évaluation des canaux de transmission de la politique monétaire dans la CEMAC ? : Une approche SVAR et SPVAR », *BEAC Working Paper No. 2/2015*, BEAC.
- [10] Bikai, J. L., & Mbohou Mama, M. (2016) : « Une fonction de réaction pour la Banque des Etats de l'Afrique Centrale dans un contexte de dominance budgétaire », *BEAC Working Paper No. 04/16*, Banque des Etats de l'Afrique Centrale.
- [11] Binning, A. (2013) : « Underidentified SVAR Models : A framework for Combining Short and Long-run Restrictions with Sign-Restrictions », *Norges Bank Working Paper No. 14/2013*,
- [12] Blake, A., & Mumtaz, H. (2012) : « Applied Bayesian econometrics for central bankers », *CCBS Technical Handbook No. 4*, Bank of England.
- [13] Bonga-Bonga, L., & Kabundi, A. (2015) : « Monetary Policy Instrument and Inflation in South Africa : Structural Vector Error Correction Approach », *MPRA Paper No. 63731*,
- [14] Buigut, S. (2009) : « Monetary Policy Transmission Mechanism : Implications for the proposed East African Community (EAC) Monetary Union », Presented at the CSAE Conference.
- [15] Canova, F. (2007) : « Methods for Applied Macroeconomic Research ». Princeton University Press.
- [16] Cheng, K. C. (2006) : « A VAR Analysis of Kenya's Monetary Policy Transmission Mechanism : How Does the Central Bank's REPO Rate Affect the Economy ? », *IMF Working Paper No. WP/06/300*, International Monetary Fund.
- [17] Chox, G. C., & Lin, A.-L. (1971) : « Best Linear Unbiased Interpolation, Distribution, and Extrapolation of Time Series by Related Series », *The Review of Economics and Statistics*, 53(4), pp.372-375.
- [18] Davoodi, H. R., Dixit, S., & Pinter, G. (2013) : « Monetary Transmission Mechanism in the East African Community : An Empirical Investigation », *IMF Working Paper No. WP/13/39*, International Monetary Fund.
- [19] Dimitrijevic, B., & Louvre, I. (2013) : « Essay on Monetary Policy and Economic Growth. *Journal of Central Banking Theory and Practice* », 1, pp.111-138.
- [20] Estrella, A. (2015) : « The Price Puzzle and VAR Identification », *Macroeconomic Dynamics*, 19, pp.1880-1887.
- [21] Fielding, D. (2004) : « The characteristics of macroeconomic shocks in the CFA Franc zone », *Journal of African Economies*, 13, pp.488-517.

- [22] Friedman, M. (1961) : « The lag effect of Monetary Policy », *Journal of Political Economy*, 69, pp.447-466.
- [23] Garcia-Escribano, M., & Han, F. (2015) : « Credit Expansion in Emerging Markets : Propeller of Growth ? », *IMF Working Paper No. WP/15/212*, International Monetary Fund.
- 24 Hamilton, J. D. (1994) : *Time Series Analysis*. Princeton, New Jersey : Princeton University Press.
- [25] Harisson, P., Sussman, O., & Zeira, J. (1999) : *Finance and Growth : Theory and New Evidence*.
- 26 Johnson, H. G. (1977) : « The Monetary Approach to Balance of Payments Theory and Policy : Explanation and Policy Implications », *Economica*, 44(175), pp.217-229.
- [27] Kamgna, S. Y., & Ndambendia, H. (2008) : « Excess liquidity and monetary policy effectiveness : The case of CEMAC countries », *MPRA Paper No. 9599*,
- [28] Kenkouo, G.-A. (2015) : « Dynamique du prix du pétrole et inflation dans la CEMAC », *BEAC Working Paper No. N°8/2015*,
- [29] Khan, M. A. (2008) : « Long-run and Short-Run Dynamics of Foreign Reserves and Domestic Credit in Pakistan », *International Journal of Applied Econometrics and Quantitative Studies*, 5(1), pp.61-84.
- [30] Kim, S. (2003) : « Monetary policy, foreign exchange intervention, and the exchange rate in a unifying framework », *Journal of International Economics*, 60(2), pp.335-386.
- [31] Lane, P., & Burke, D. (2001) : « The Empirics of Foreign Reserves », *Open Economies Review*, 12, pp.423-434.
- [32] Levine, R. (2004) : « Finance and Growth : Theory and Evidence », *NBER Working Paper No. 10766*, National Bureau of Economic Research.
- [33] Mezui-Mbeng, P. (2012) : « Cycle du Crédit et Cycle des Affaires dans les Pays de la CEMAC », (N°1202). *CEREFIGE*, Centre Européen de Recherche en Economie Financière et Gestion des Entreprises. Université de Lorraine
- [34] Mishkin, F. (1996) : « The Channels of Monetary Transmission : Lessons for Monetary Policy », *NBER Working Paper No. 5464*,
- [35] Mishkin, F. (2007) : « Housing and the Monetary Transmission Mechanism » *NBER Working Paper No. 13518*. National Bureau of Economic Research.
- [36] Mishkin, F. (2009) : « Is Monetary Policy Effective during Financial Crisis ? », *NBER Working Paper No. 14678*, National Bureau of Economic Research.

- [37] Mishra, P., & Montiel, P. (2013) : « How Effective is Monetary Policy in low-income Countries? A Survey of the Empirical Evidence », *Economic Systems*, 37(2013), pp.187-216.
- [38] Mishra, P., Montiel, P., & Sengupta, R. (2016) : « Monetary Transmission in Developing Countries : Evidence from India », *IMF Working Paper No. WP/16/167*, International Monetary Fund.
- [39] Mishra, P., Montiel, P., & Spilimbergo, A. (2013) : « Monetary Transmission in low-income Countries : Effectiveness and Policy Implications », *IMF Economic Review*, 60, pp.270-302.
- [40] Mohanty, M., & Turner, P. (2006) : « Foreign exchange reserve accumulation in emerging markets : what are the domestic implications? », *BIS Quarterly Review*, 24(2006), pp.39-42.
- [41] Mounkala, E. U. (2013) : « Estimation d'une demande de monnaie dans la CE-MAC », *BEAC Working Paper No. BWP N°01/15*, Banque des Etats de l'Afrique Centrale.
- [42] Mundell, R. A. (1968) : *Man and Economics : The Science of Choice*, McGraw-Hill Company.
- [42] Ngerebo-A, T. A. (2016) : « Monetary Policy and Inflation in Nigeria », *International Journal of Finance and Accounting*, 5(2), pp.67-76.
- [43] Peiris, S. J., & Saxegaard, M. (2007) : « An Estimated DSGE Model for Monetary Policy Analysis in Low-Income Countries », *IMF Working Paper No. WP/07/282*, International Monetary Fund.
- [44] Polak, J. J. (1957) : « Monetary Analysis of Income Formation and Payments Problems », *IMF Staff Papers*, 6(1), pp.1-50.
- [45] Rabanal, P. (2007) : « Does inflation increase after a monetary policy tightening? Answers based on an estimated DSGE model », *Journal of Economic Dynamic and Control*, 31, pp.906-937.
- [46] Rafiq, M. S., & Mallick, S. K. (2008) : « The effect of monetary policy on output in EMU3 A sign restriction approach », *Journal of Macroeconomics*, 30(4), pp.1756-1791.
- [47] Reynard, S. (2007) : « Maintaining low inflation : Money, interest rates, and policy stance », *Journal of Monetary Economics*, 54(5), pp.1441-1471.
- [48] Roberts, J. M. (2004) : « Monetary Policy and Inflation Dynamics », *Discussion paper No. 2004-62*, Washington D.C. : Federal Reserve Bank.
- [49] Rubio-Ramirez, J. F., Waggoner, D. F., & Zha, T. (2000) : « Structural Vector Autoregressions : Theory of Identification and Algorithms for Inference », *The Review of Economic Studies*, 77, pp.665-696.

- [50] Saâd, B., Mohammed, A., & Zakaria, F. (2011) : « Dynamic Stochastic General Equilibrium Model with Financial Frictions Case of Morocco », *British Journal of Economics, Finance and Management Sciences*, 3(1), pp.79-107.
- [51] Saxegaard, M. (2006) : « Excess Liquidity and Effectiveness of Monetary Policy : Evidence from Sub-Saharan Africa », *IMF Working Paper No. WP/06/115*, International Monetary Fund.
- [52] Sims, C. (1992) : « Interpreting the Macroeconomic Time Series Facts : The Effects of Monetary Policy », *Cowles Foundation Discussion Paper No. 1011*.
- [53] Svensson, L. E. O. (1997) : « Inflation Forecast targeting : Implementing and monitoring inflation targets », *European Economic Review*, 41, pp.1111-1146.
- [54] Uhlig, H. (2005) : « What are the effects of monetary policy on output ? Results from an agnostic identification procedure », *Journal of Monetary Economics*, 52(2), pp.381-319.

A Annexes

A.1 Méthodologie de calcul du coefficient de Polak

Le calcul de ce coefficient provient de diverses équations et fonctions de comportement macroéconomiques. Il s'agit spécifiquement de la demande de monnaie de type monétariste (M_d), l'offre de monnaie (M_0), l'équation des importations (M), l'équation des réserves issues des transactions avec l'extérieur (Res) et l'équation d'équilibre entre offre et demande de monnaie. Les équations respectives sont les suivantes :

$$M_d = \frac{1}{v}Y, \text{ où } Y \text{ est la production et } v \text{ la vitesse de circulation de la monnaie} \quad (7)$$

$$M_0 = C + Res, \text{ où } C \text{ représente le crédit intérieur et } Res \text{ les avoirs extérieurs} \quad (8)$$

$$M = mY, \text{ où } m \text{ est la propension marginale à importer} \quad (9)$$

$$Res = (X - M) + K, \text{ où } X \text{ représente les exportations et } K \text{ le solde de la balance des capitaux.} \quad (10)$$

$$M_d = M_0 \quad (11)$$

En variation, on obtient :

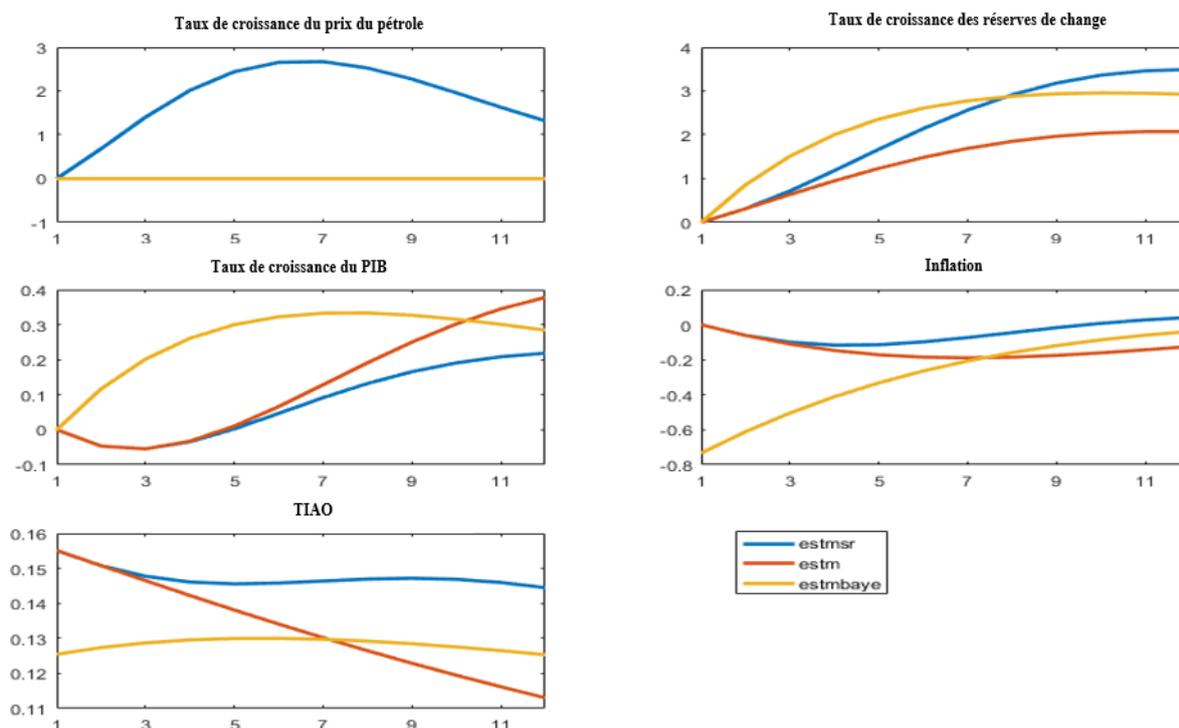
$$\Delta Res = \frac{1}{(1 + mv)} \Delta(X + K) - \frac{mv}{(1 + mv)} \Delta C \quad (12)$$

Le coefficient de Polak est donc représenté par $\frac{mv}{(1+mv)}$ qui est la diminution des réserves due à une variation des crédits à l'économie.

A.2 Comparaison des fonctions de réponses impulsionnelles (IRF) des différents modèles estimés.

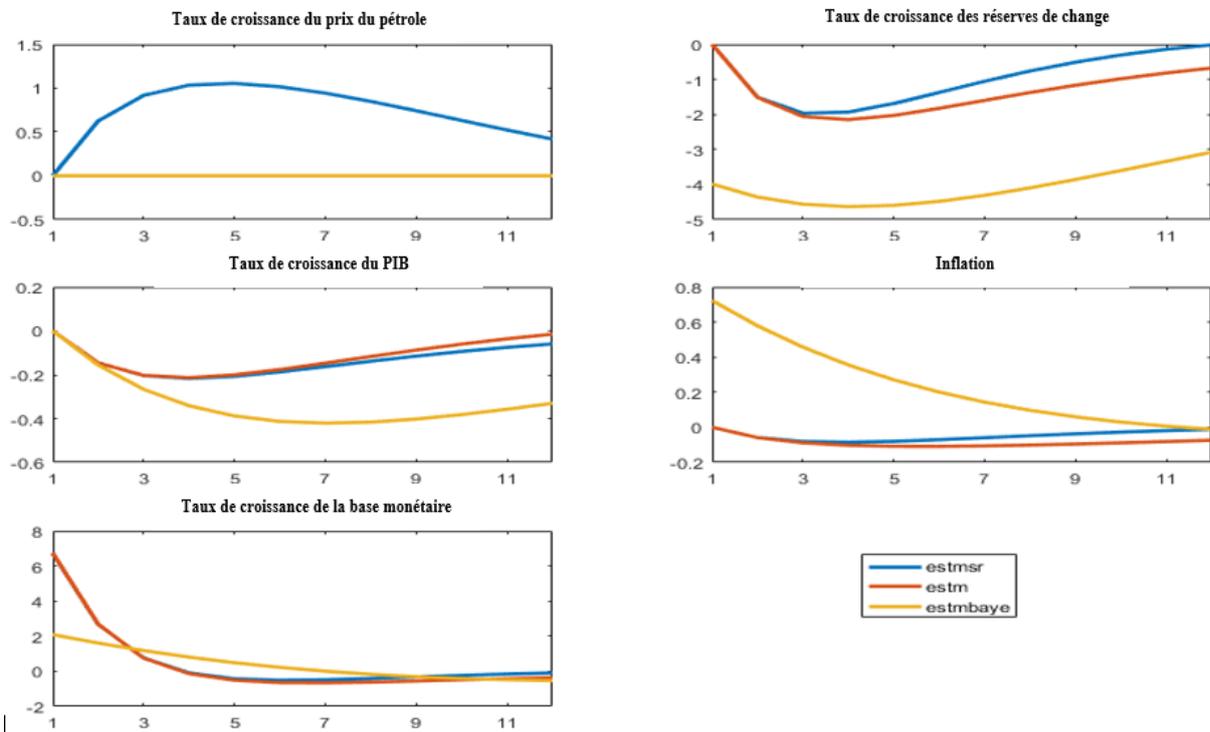
Dans les graphiques ci-dessous, **estmsr**= Modèle avec estimation classique sans restrictions sur les retards de la variable prix du pétrole ; **estm**= Modèle avec estimation classique et restrictions sur les retards de la variable prix du pétrole ; **estmbaye**= Modèle avec estimation bayésienne et restriction sur les retards de la variable prix du pétrole.

Graphique 10 – Fonctions de réponses impulsionnelles des différents modèles estimés - CEMAC- TIAO comme instrument de politique monétaire



Source : Estimation des auteurs

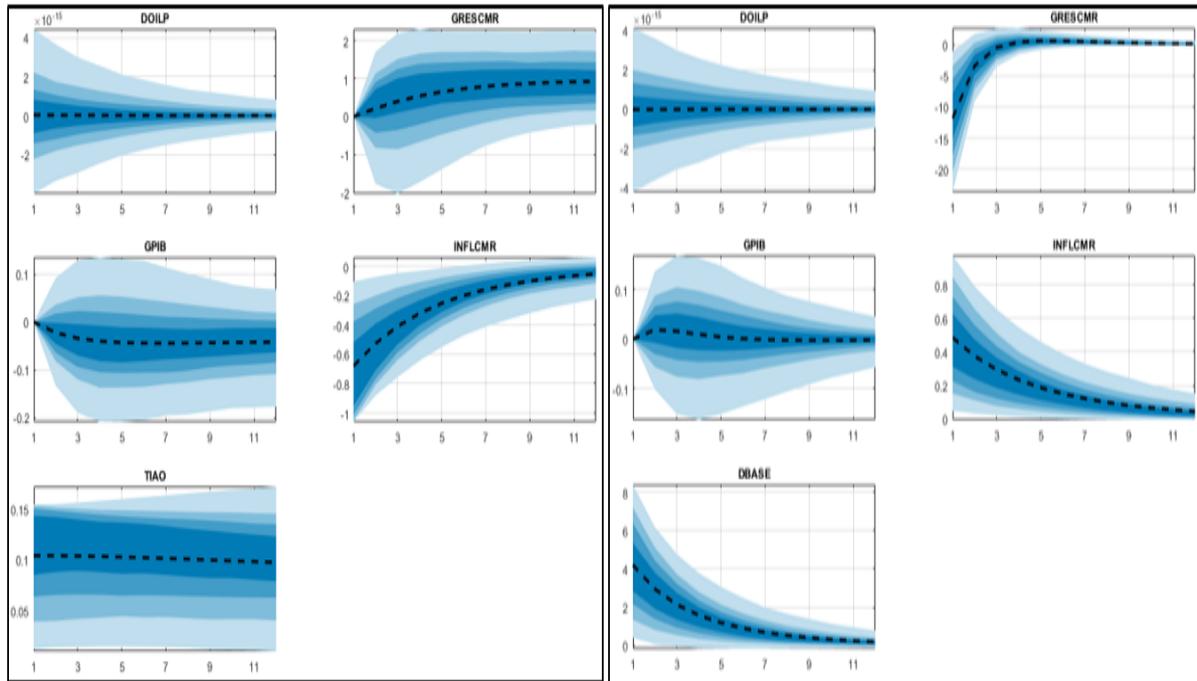
Graphique 11 – Fonctions de réponses impulsionnelles des différents modèles estimés - CEMAC- Base monétaire comme instrument de politique monétaire



Source : Estimations des auteurs

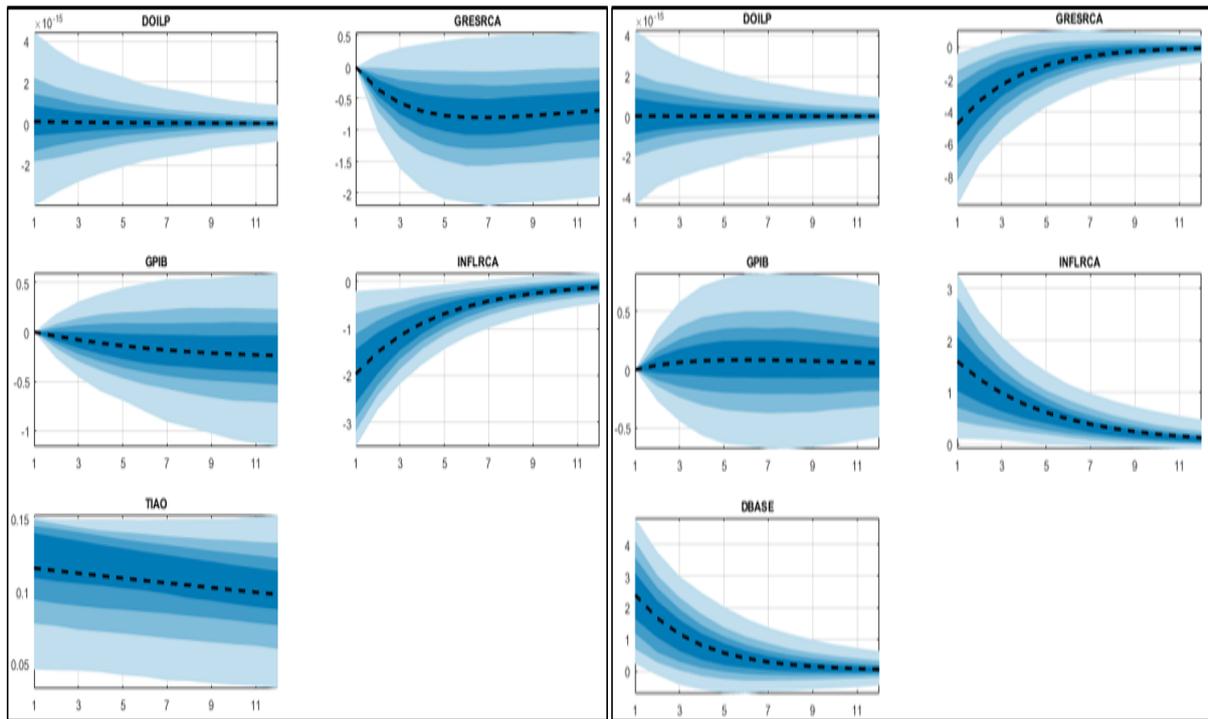
A.3 Distribution des fonctions de réponse impulsionnelles des différents pays de la CEMAC aux chocs de politique monétaire

Graphique 12 – IRF choc TIAO et Base monétaire - Cameroun



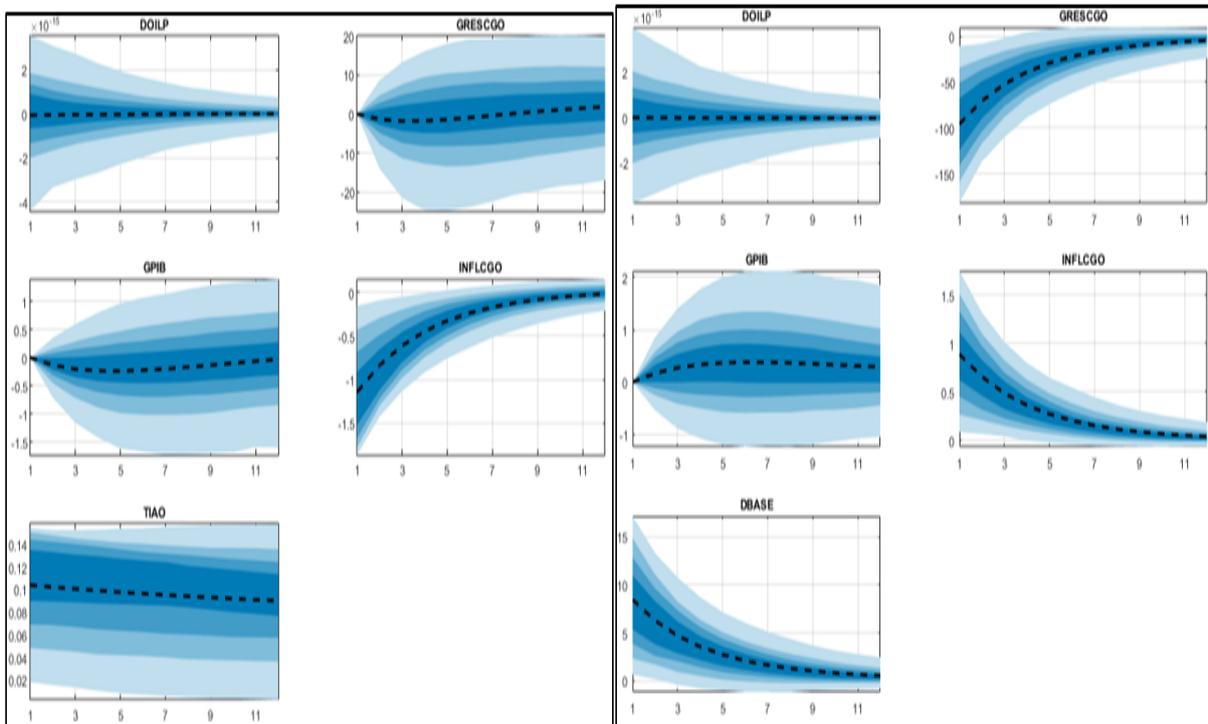
Source : Estimation des auteurs

Graphique 13 – IRF choc TIAO et base monétaire - Centrafrique



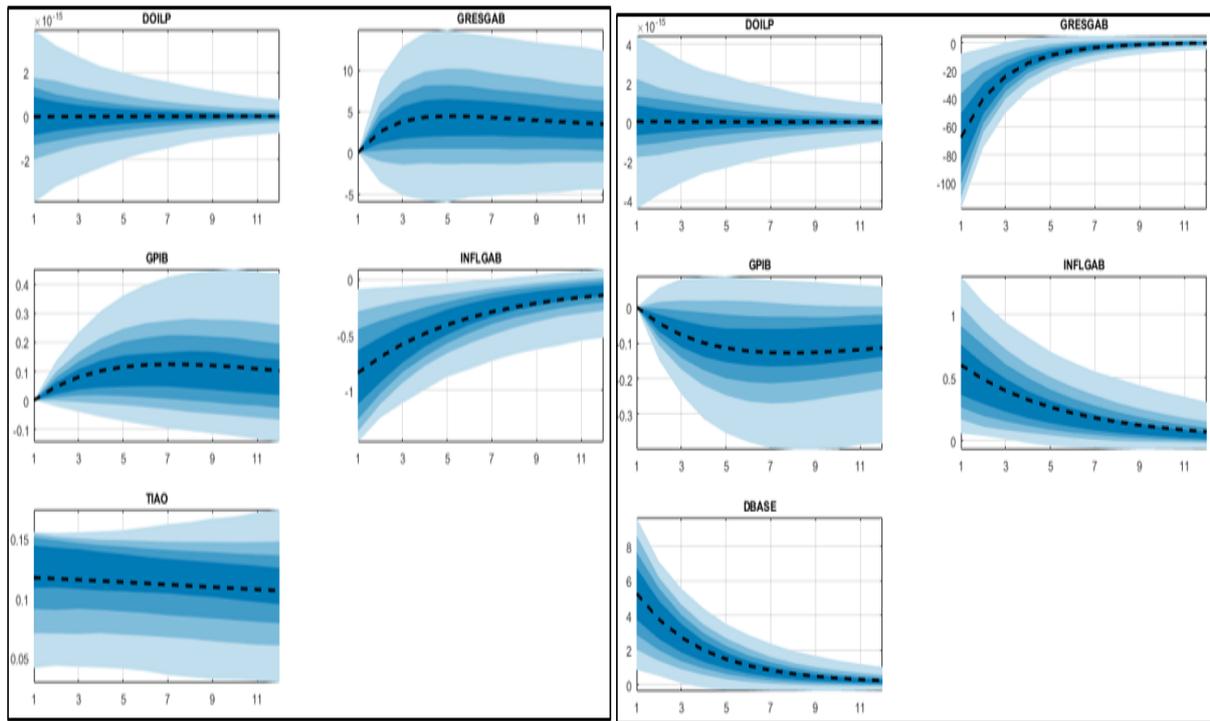
Source : Estimation des auteurs

Graphique 14 – IRF choc TIAO et base monétaire - Congo



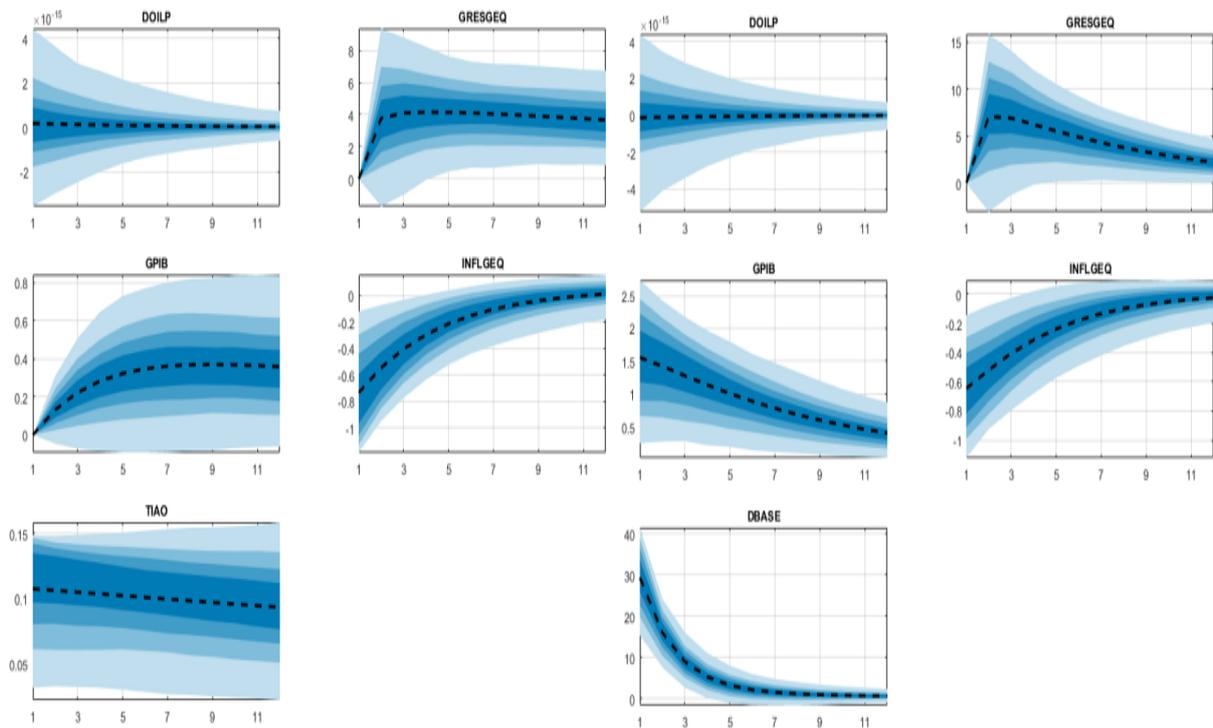
Source : Estimation des auteurs

Graphique 15 – IRF choc TIAO et base monétaire - Gabon



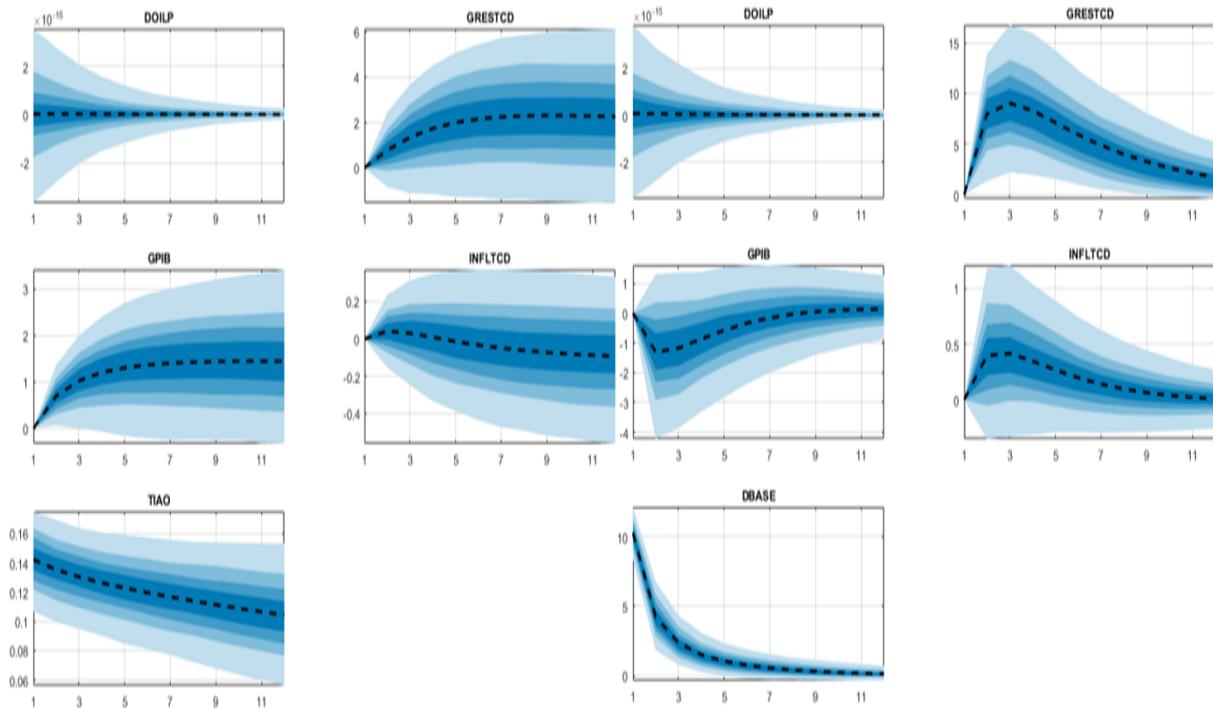
Source : Estimation des auteurs

Graphique 16 – IRC choc TIAO et base monétaire - Guinée Equatoriale



Source : Estimation des auteurs

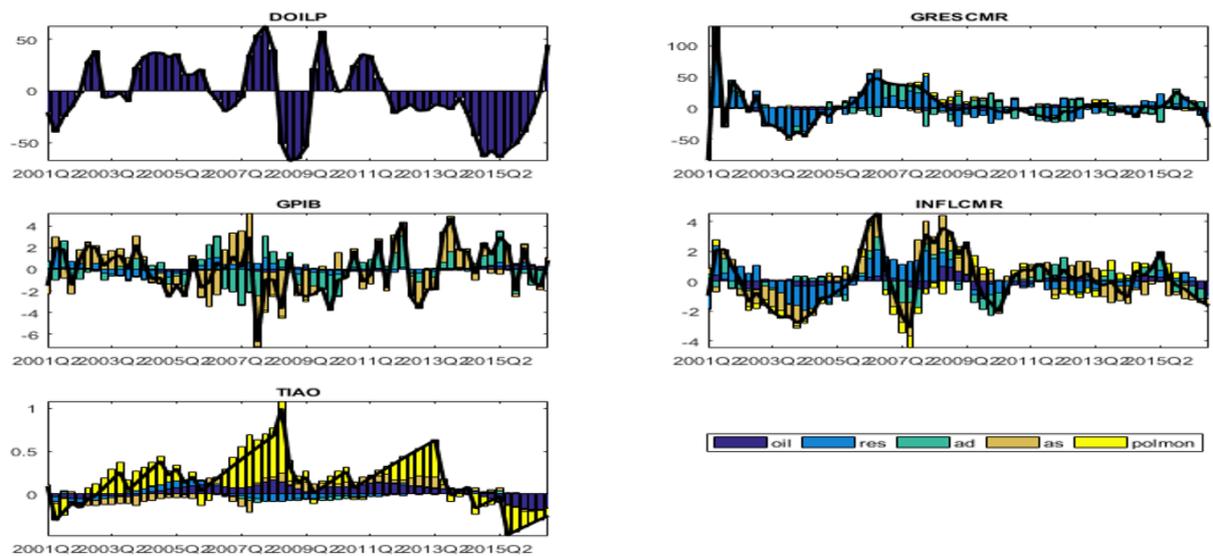
Graphique 17 – IRF choc TIAO et base monétaire - Tchad



Source : Estimation des auteurs

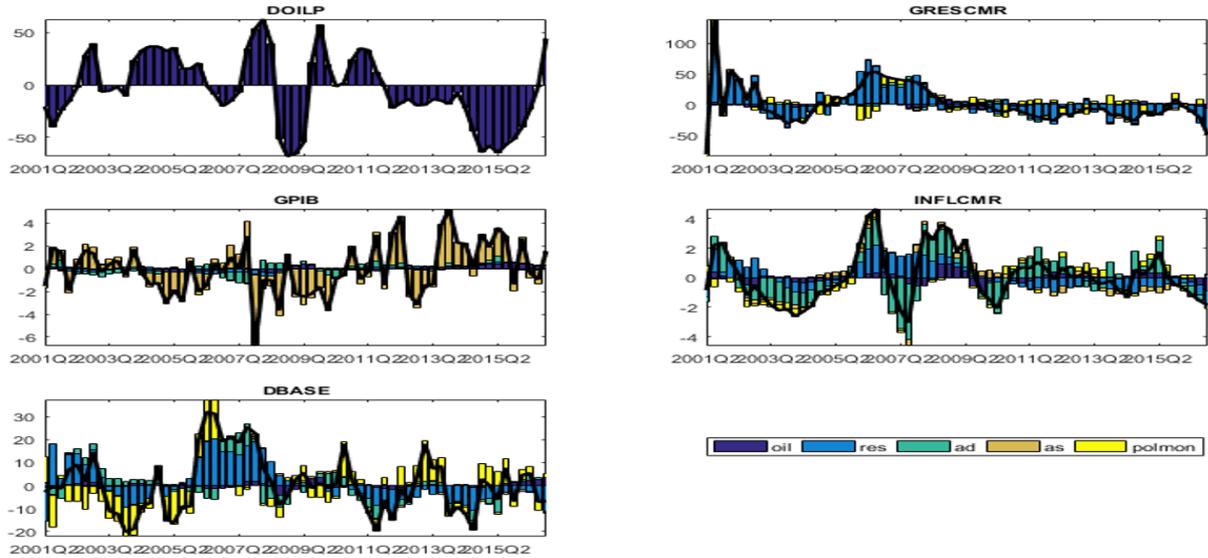
A.4 Décomposition historique des variables d'intérêt pour les différents pays de la CEMAC

Graphique 18 – Décomposition historique des variables étudiées - Cameroun- TIAO comme instrument de politique monétaire



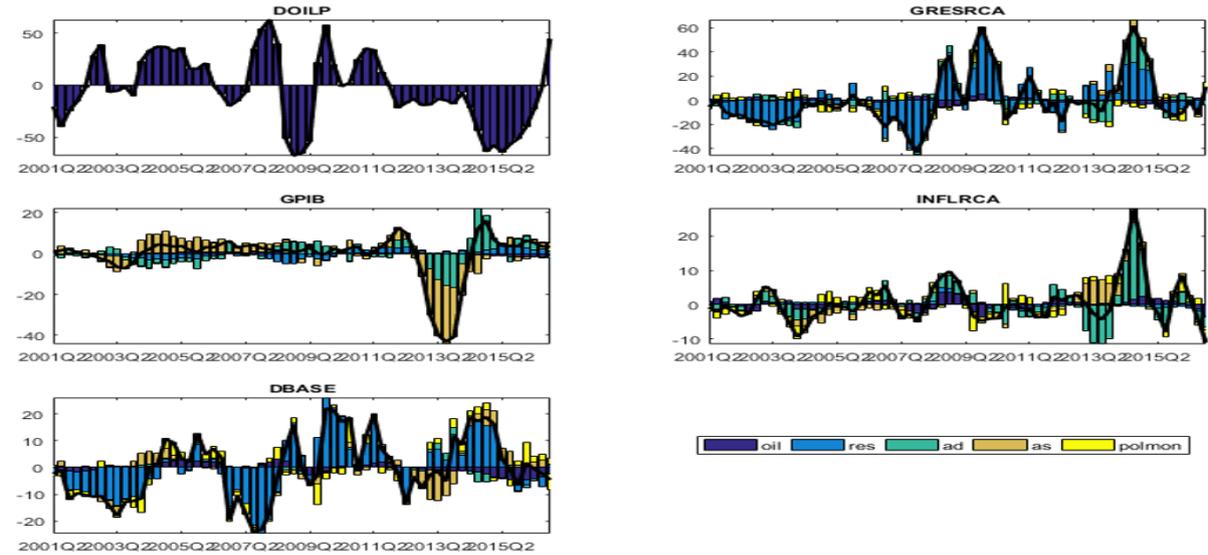
Source : Estimation des auteurs

Graphique 19 – Décomposition historique des variables étudiées - Cameroun- Base monétaire comme instrument de politique monétaire



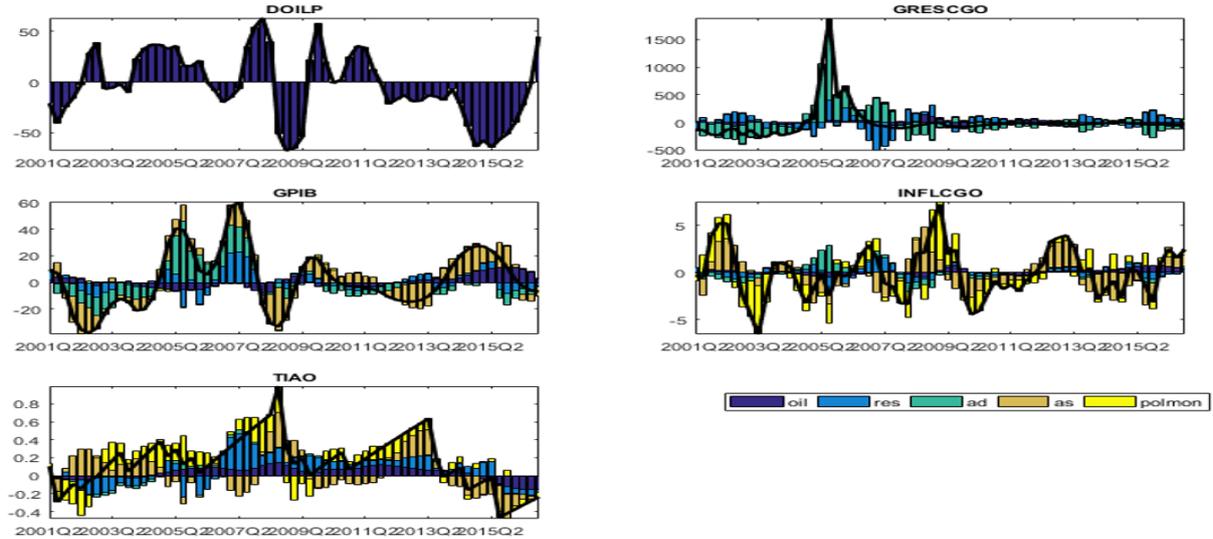
Source : Estimation des auteurs

Graphique 20 – Décomposition historique des variables étudiées - Centrafrique- Base monétaire comme instrument de politique monétaire



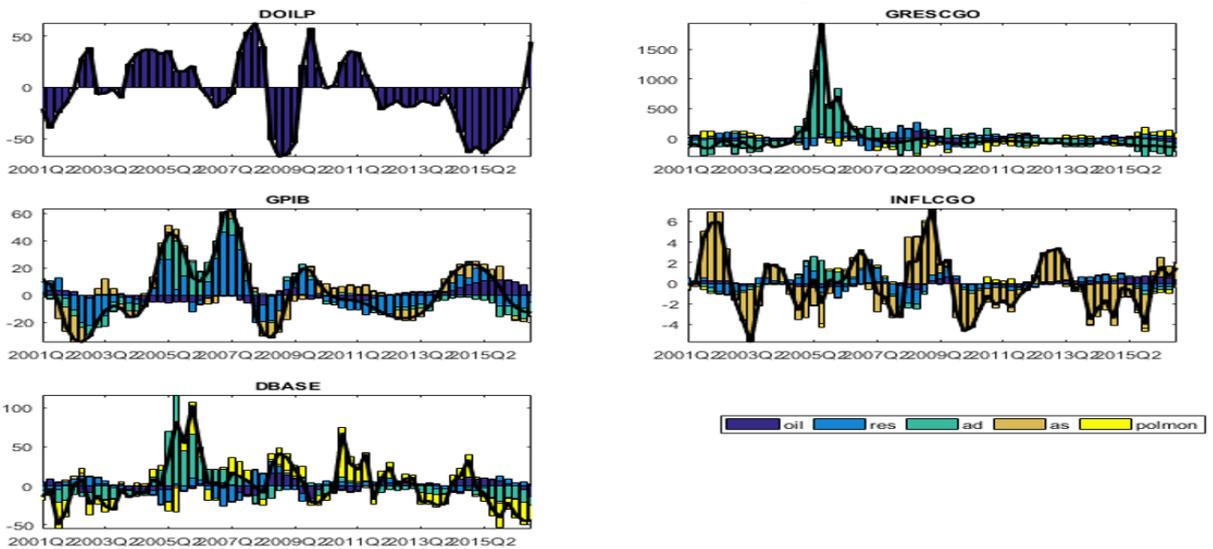
Source : Estimation des auteurs

Graphique 21 – Décomposition historique des variables étudiées - Congo- TIAO comme instrument de politique monétaire



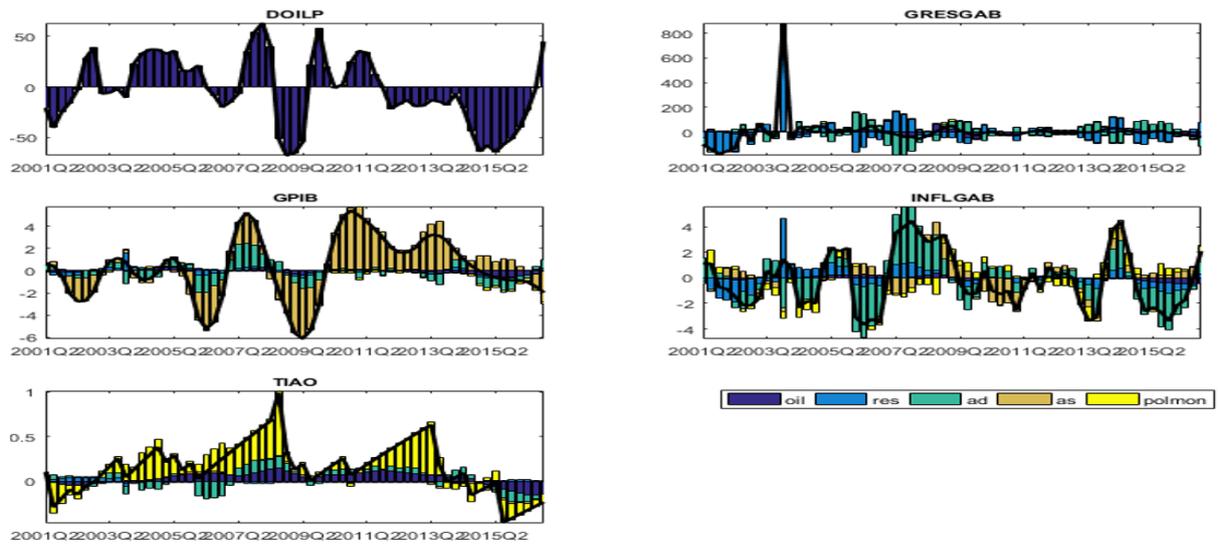
Source : Estimation des auteurs

Graphique 22 – Décomposition historique des variables étudiées - Congo- Base monétaire comme instrument de politique monétaire



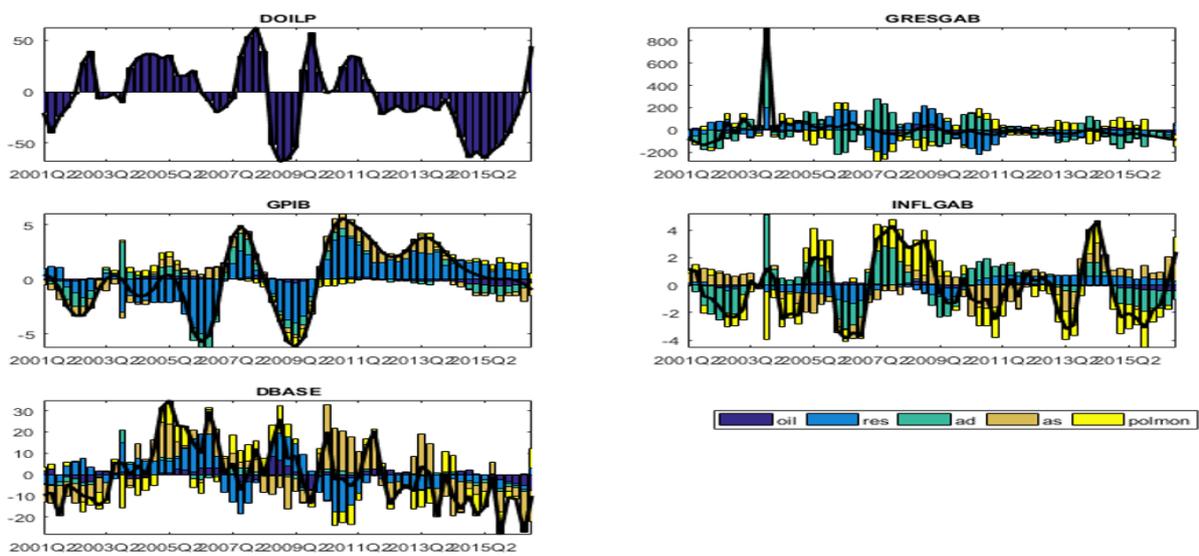
Source : Estimation des auteurs

Graphique 23 – Décomposition historique des variables étudiées - Gabon- TIAO comme instrument de politique monétaire



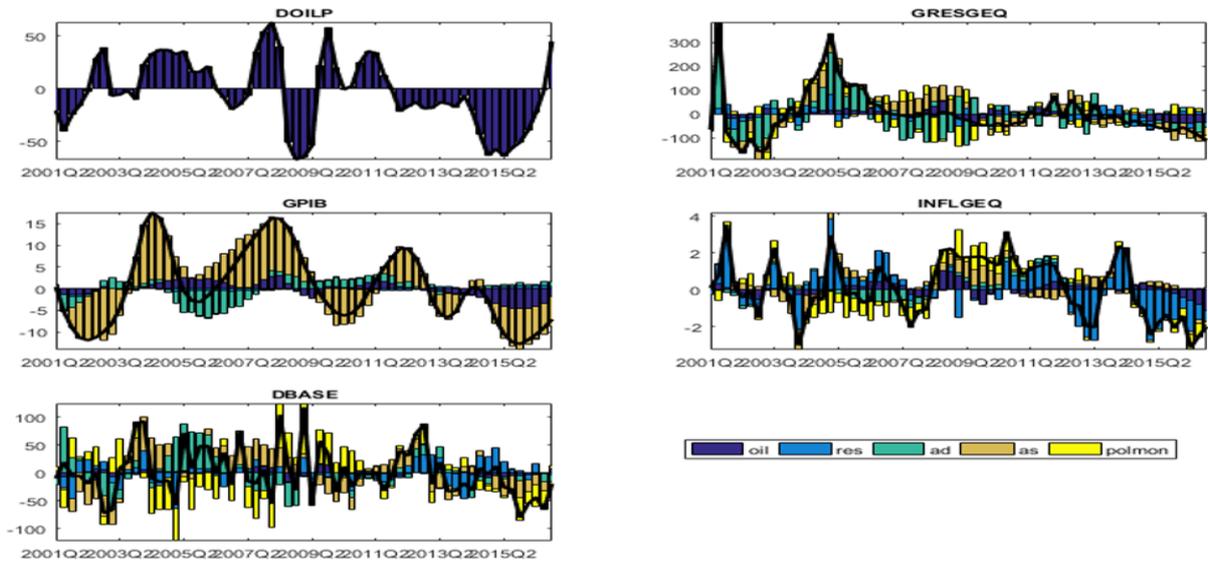
Source : Estimation des auteurs

Graphique 24 – Décomposition historique des variables étudiées - Gabon- Base monétaire comme instrument de politique monétaire



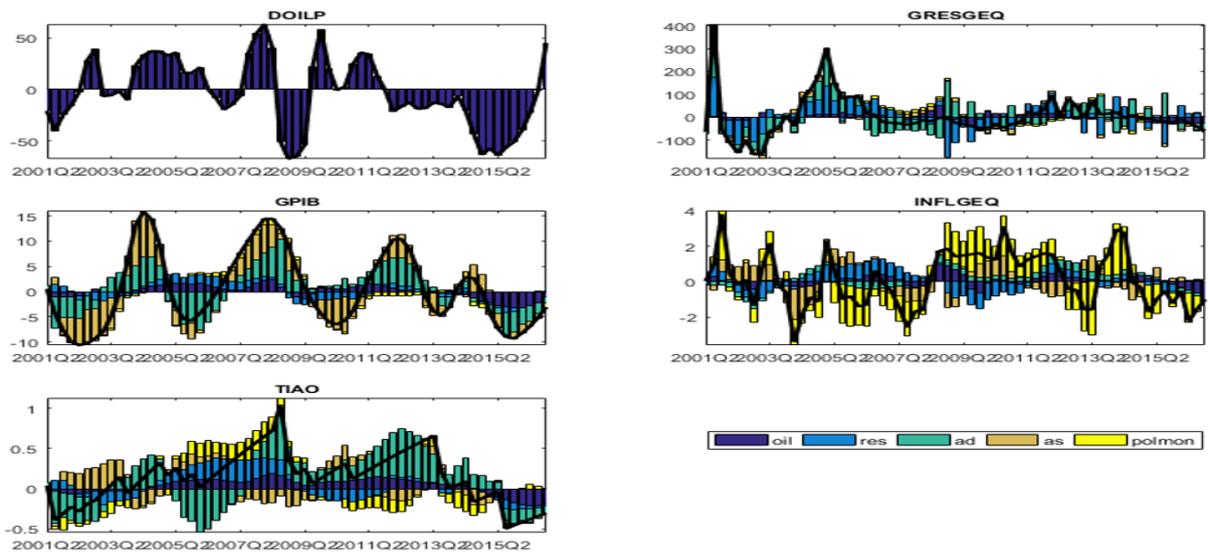
Source : Estimation des auteurs

Graphique 25 – Décomposition historique des variables étudiées - Guinée Equatoriale- Base monétaire comme instrument de politique monétaire



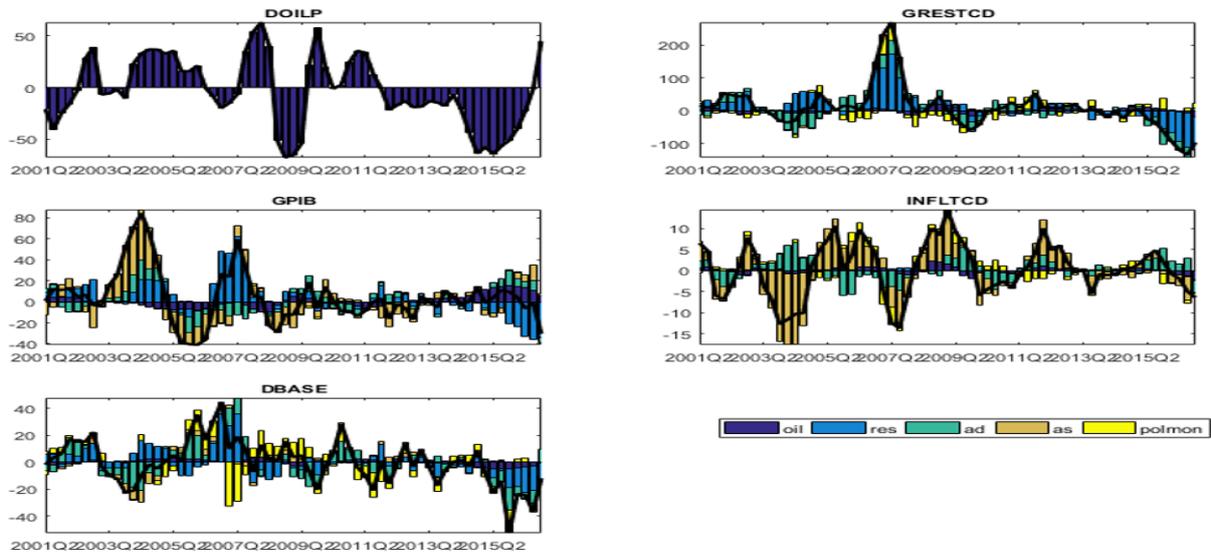
Source : Estimation des auteurs

Graphique 26 – Décomposition historique des variables étudiées - Guinée Equatoriale- TIAO comme instrument de politique monétaire



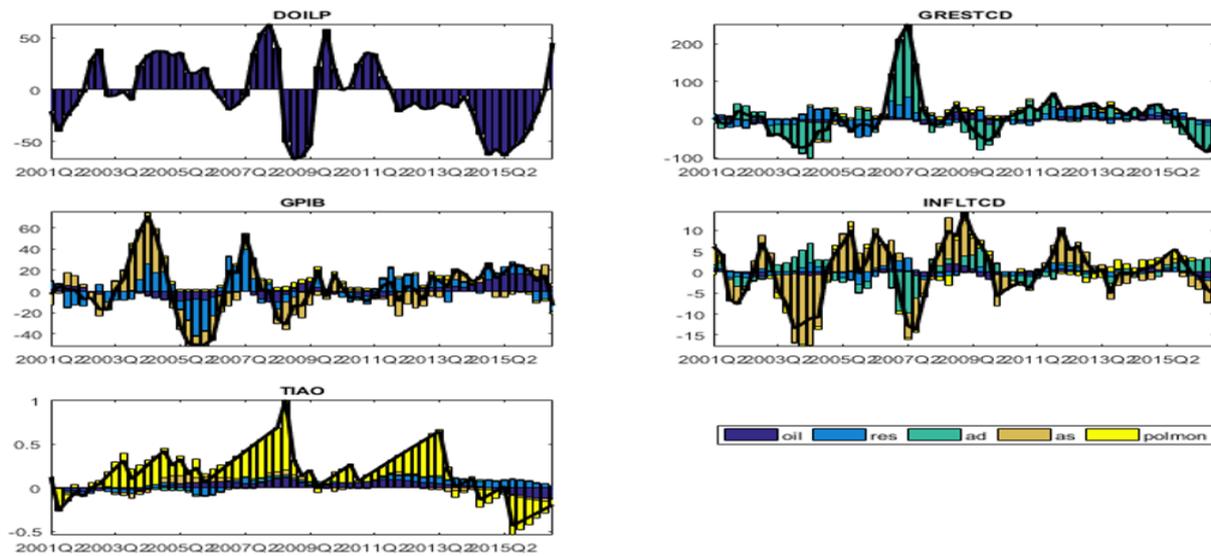
Source : Estimation des auteurs

Graphique 27 – Décomposition historique des variables étudiées - Tchad- Base monétaire comme instrument de politique monétaire



Source : Estimation des auteurs

Graphique 28 – Décomposition historique des variables étudiées - Tchad- TIAO comme instrument de politique monétaire



Source : Estimation des auteurs