

# BEAC

Banque des Etats de  
l'Afrique Centrale



## BEAC Working Paper

- BWP N° 10/17 -

---

### Prévisions de l'inflation et de la croissance en zone CEMAC

---

#### **BIKAI J. Landry**

Docteur en sciences économiques  
Direction de la Recherche  
[bikai@beac.int](mailto:bikai@beac.int)

Et

#### **NGOMBA B. Francis**

Economiste  
Direction de la Recherche  
[ngomba@beac.int](mailto: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](http://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.*

# Prévisions de l'inflation et de la croissance en zone CEMAC

BIKAI Jacques Landry\*, NGOMBA BODI Francis Ghislain†

décembre 2017

## Résumé

L'objectif principal de cette étude est de rechercher le meilleur modèle de prévision de l'inflation et de la croissance pour chaque pays de la CEMAC. A l'aide des modèles univariés, multivariés et de l'analyse bayésienne, il ressort globalement de notre étude que les prévisions faites à partir des modèles bayésiens ont une capacité prédictive plus élevée que celles faites par les approches classiques. Toutefois, à très court terme, les modèles univariés et multivariés classiques ont de meilleurs résultats. Les prévisions obtenues à l'aide de nos modèles se rapprochent dans la plupart des cas de celles effectuées par le FMI. Nous trouvons également que les fancharts proposés dans nos modèles peuvent contenir la majorité des prévisions effectuées par le FMI. L'exercice de prévision étant très complexe, parce que tributaire des facteurs exogènes parfois imprévisibles, il serait avantageux pour la BEAC de rajouter dans ses outils d'analyse l'approche de projection par des fancharts afin d'insister davantage sur les intervalles de crédibilité des projections au lieu de se focaliser uniquement sur des points spécifiques. Cette logique utilisée dans la plupart des banques centrales a l'avantage de fournir une certaine flexibilité à la conduite de la politique monétaire.

**Mots clés:** simulations chaîne de Markov - Monte Carlo, BVAR, croissance, inflation, priors bayésiens, fanchart, intervalles de crédibilité.

**JEL classification:** C530, C110, C150.

## Inflation and real growth forecasts in CEMAC zone

### Abstract

The main objective of this study is to look for the best model for forecasting inflation rate and real growth for each CEMAC country. Using AR, VAR and BVAR models, it is clear from our study that forecasts made from Bayesian models have a higher predictive power than those made by classical approaches. However, in the very short term, classical univariate and multivariate models have better results. The forecasts obtained using our models are in most cases similar to those made by the IMF. We also find that the fancharts proposed in our models can contain the majority of forecasts made by the IMF. Since the forecasting exercise is very complex, because it depends on exogenous factors that are sometimes unpredictable, it would be advantageous for the BEAC to add in its projection tools, the fancharts approach in order to put more emphasis on the intervals of credibility instead of focusing only on specific points. This logic used in most central banks has the advantage of providing some flexibility to the conduct of monetary policy.

**Keywords:** Predictive distribution, Markov chain Monte Carlo, Bootstrap, BVAR, growth, inflation, Bayesian priors, fancharts, credibility intervals.

**JEL Codes:** C530, C110, C150

---

\*Direction de la Recherche- BEAC bikai@beac.int

†Direction de la Recherche- BEAC ngomba@beac.int

*Nous remercions Junior MAIH et les cadres de la BEAC pour leurs observations et commentaires. Les erreurs et omissions éventuellement contenues dans le document relèvent de la seule responsabilité des auteurs.*

# Sommaire

<b>Résumé non-technique</b>	<b>2</b>
<b>Introduction</b>	<b>3</b>
<b>1 Brève revue de la littérature relative aux outils de prévision du PIB et de l'inflation</b>	<b>5</b>
<b>2 Spécification des modèles et données</b>	<b>7</b>
2.1 Modèles univariés . . . . .	7
2.2 Modèles multivariés . . . . .	8
2.3 Modèle VAR bayésien . . . . .	11
2.4 Statistique de comparaison des modèles et variables . . . . .	13
<b>3 Analyse graphique des données</b>	<b>13</b>
<b>4 Principaux résultats d'estimation et interprétation</b>	<b>15</b>
4.1 Interprétation des RMSE des modèles avec nombre de retards optimal . . . . .	15
4.2 Modèles les plus robustes à tous les horizons . . . . .	18
4.3 Prévisions pour 2017 à l'aide des meilleurs modèles . . . . .	19
<b>Bibliographie</b>	<b>25</b>
<b>Annexe</b>	<b>28</b>

## Résumé non-technique

Les prévisions macroéconomiques ont une importance capitale dans la conduite de la politique monétaire et représentent de ce fait un outil primordial dans la stratégie de communication des banques centrales.

La BEAC s'appuie la plupart du temps sur l'exercice de programmation monétaire, inspiré de la programmation financière du FMI, pour effectuer des prévisions macroéconomiques. Cette approche qui met en avant le jugement d'expert dans la conception d'un cadre macroéconomique cohérent est cependant fastidieuse et prend généralement du temps dans son implémentation.

L'objectif principal de cette étude est d'étoffer la batterie d'outils de prévision de la BEAC en construisant des modèles économétriques de prévision de deux principales variables macroéconomiques à savoir la croissance économique et l'inflation.

L'approche méthodologique utilisée a consisté à estimer plusieurs types de modèles recommandés dans la littérature économique à savoir : des modèles univariés, des modèles multivariés classiques et les modèles multivariés bayésiens. Les estimations ont été faites sur les données trimestrielles des pays de la CEMAC allant du premier trimestre 2001 au quatrième trimestre 2016.

Les principaux résultats indiquent que les modèles bayésiens disposent de capacités prédictives plus élevées par rapport aux autres modèles. De plus, les prévisions pour l'année 2017 obtenues à l'aide de nos modèles se rapprochent étroitement, dans la plupart des cas, à celles fournies par le FMI.

Afin de s'arrimer aux bonnes pratiques en matière de prévision dans les banques centrales, au lieu de se focaliser sur des prévisions ponctuelles, nos modèles fournissent également des prévisions par intervalles de crédibilité, avec des illustrations graphiques de type *fancharts*. Cette approche est largement utilisée dans les grandes banques centrales du monde et permet de tenir compte de l'incertitude de l'environnement macroéconomique. Les *fancharts* que nous construisons peuvent contenir l'ensemble des prévisions effectuées par le FMI et les services de la BEAC.

La complexité de l'exercice de prévision nous amène à recommander à la Banque Centrale, de retenir l'approche de projections à fréquence infra-annuelle à travers des *fancharts*. Une telle approche a l'avantage de fournir une certaine flexibilité à la conduite de la politique monétaire et améliore la communication de l'institution.

# Introduction

La prévision de l'inflation et de l'activité est un exercice primordial pour la conduite de la politique économique. Elle permet à ce titre de mieux orienter les décisions de politique monétaire. En cas de surchauffe<sup>3</sup> par exemple, la banque centrale devrait en principe resserrer les conditions monétaires en relevant par exemple les taux d'intérêt. De mauvaises prévisions pourraient donc amener les banques centrales à prendre des décisions non conformes aux besoins de l'économie.

L'exercice de prévision n'est pas toujours aisé. En effet, la plupart des variables macroéconomiques sont soumises à des chocs exogènes qui influencent généralement la qualité des prévisions. C'est sans doute pourquoi certains prévisionnistes estiment que les variables comme l'inflation et la croissance sont difficiles à prévoir (Stock et Watson, 2007) et qu'il est souhaitable de se préoccuper de l'intervalle dans lequel ces variables pourraient se trouver dans l'avenir au lieu de s'intéresser à un point spécifique pour la prise de décision (Stockton, 2012).

La plupart des banques centrales et instituts de statistiques utilisent généralement plusieurs types de modèles pour prévoir l'inflation et la croissance. Si les modèles simples tels que les modèles univariés permettent parfois d'obtenir de bonnes prévisions à court terme (Stock et Watson, 2006 ; Dritsaki, 2015 ; Dembo Toe, 2010), il faut noter cependant que les modèles multivariés ou structurels plus complexes donnent parfois des prévisions appréciables et permettent en plus d'identifier les déterminants de la dynamique des variables à prévoir (Germain, 1993 ; Barnett et al., 2012). En plus, les modèles multivariés bayésiens permettent d'associer le jugement d'expert dans l'orientation potentielle de la dynamique des variables. Cette dernière approche a été largement utilisée ces dernières années et a permis d'obtenir des projections d'inflation et de croissance satisfaisantes (Higgins et al, 2016 ; Nguyen et Vu Pham, 2012 ; Ohnsorge et Korniyenko, 2011 ; Caraianni, 2010 ; Lai et Roy, 2004 ; Kenny et al, 1998). Cependant, quel que soit le modèle utilisé, la qualité des projections peut également dépendre de l'horizon, de la situation macroéconomique du pays, des retards introduits dans les modèles, du nombre de variables utilisées et de pleins d'autres facteurs rendant l'exercice de prévision complexe.

Les prévisions sont encore plus complexe à réaliser dans les pays en développement qui ont généralement des appareils statistiques limités. Dans ces pays, il arrive parfois que les principales variables utiles pour la prévision soient indisponibles<sup>4</sup> et quand elles le sont, la fréquence de disponibilité n'est pas toujours satisfaisante et la couverture géographique est parfois limitée

---

<sup>3</sup>Il s'agit d'une situation pendant laquelle l'inflation et la croissance pourraient durablement se maintenir à des niveaux très élevés.

<sup>4</sup>C'est le cas notamment des données sur le marché de l'emploi

aux grandes villes. Cet état de faits limite la réalisation des travaux de recherche et rend difficile la mise en œuvre appropriée des politiques économiques.

Pour ce qui est des pays de la Communauté Economique des Etats de l'Afrique Centrale (CEMAC), très peu de travaux sont réalisés sur la prévision des principales variables macroéconomiques. Au sein de la Banque Centrale par exemple, en plus des analyses et projections effectués par des organismes partenaires (Fonds Monétaire International-FMI, Banque Mondiale-BM, Instituts Nationaux de Statistique-INS), très peu d'outils économétriques sont utilisés en interne pour des besoins de prévision. La présente étude vise donc à étoffer l'appareil de prévision de l'inflation et de la croissance à la BEAC.

L'intérêt d'une telle étude est double. Il s'agit premièrement de participer à une meilleure orientation des décisions de politique monétaires en mettant l'accent sur les intervalles de prévision et non uniquement sur les points précis. Deuxièmement, il est question de renforcer l'appareil statistique de la BEAC en analysant l'opportunité qu'offrent d'autres méthodes de projections.

Dans l'optique de prévoir convenablement la croissance économique et l'inflation, nous avons considéré plusieurs spécifications de modèles qui sont estimées suivant les méthodes classique et bayésienne. Deux formes ont été retenues, la forme vectorielle autorégressive et la forme univariée autorégressive. Les résultats d'estimation montrent que les modèles à estimation bayésienne ont de meilleurs résultats que les modèles estimés suivant les techniques classiques. Aussi, les prévisions effectuées pour 2017 sont acceptables et se rapprochent dans la plupart des cas de celles effectuées par le FMI. Les prévisions proposées sont illustrées à l'aide de *fancharts*, permettant de prendre en compte l'incertitude de l'environnement économique et améliorant de ce fait la communication de la Banque Centrale.

La suite de l'article est organisée en trois sections. La première fait une brève revue de littérature sur les méthodes de projections du PIB et de l'inflation en se focalisant sur les modèles univariés et multivariés. La deuxième section quant à elle présente l'approche méthodologique utilisée ainsi que les critères de comparaisons des modèles. Quant à la troisième section, elle expose les résultats des projections obtenus et formule quelque recommandations de politique économique.

# 1 Brève revue de la littérature relative aux outils de prévision du PIB et de l'inflation

Dans la littérature, la qualité des prévisions de l'inflation et du PIB dépend généralement de la période d'analyse mais aussi du type de modèle usité. A ce titre, divers outils de prévision sont généralement expérimentés à savoir (i) les modèles univariés, (ii) les modèles multivariés de type VAR (Vector autoregressive) et ses variantes, (iii) l'approche Bayésienne des modèles VAR, et (iv) d'autres formes de modèles (courbes de Phillips, modèles à facteurs dynamiques, combinaisons de prévisions, modèles d'Equilibre Général Dynamique Stochastique-DSGE, etc).

Concernant les modèles univariés qui sont les modèles les plus simples et les plus basiques, ils ne nécessitent qu'une seule variable, la variable d'intérêt, pour l'exercice de prévision. Dans ce groupe nous pouvons trouver les modèles ARIMA (Autoregressive Integrated Moving Average), les modèles autorégressifs à retards échelonnés, les modèles à composantes inobservables et à volatilité stochastique, les modèles de marche aléatoire. En général, ils sont utilisés comme benchmark pour d'autres modèles plus sophistiqués. A court et à très court terme, ils sont très efficaces. Ainsi, Stock et Watson (2006) montrent que la dynamique de l'inflation aux Etats-Unis est correctement décrite par un processus univarié à composante inobservable et à volatilité stochastique. Dritsaki (2015) obtient des prévisions satisfaisantes du PIB réel de la Grèce à l'aide d'un modèle ARIMA. De même, Dembo Toe (2010) arrive à une description significative du processus inflationniste dans l'Union Economique et Monétaire Ouest Africain (UEMOA) à l'aide d'un modèle autorégressif à retards échelonnés. Toutefois, en raison de leur simplicité, ces modèles ignorent le fait que les variables à prévoir évoluent dans un système économique où des interactions existent. C'est sur cette base que d'autres auteurs utilisent des modèles multivariés pour les exercices de prévision.

Dans le cadre des modèles multivariés, les plus utilisés sont les modèles VAR simples et ses variantes, notamment les VAR à coefficients variant, à changement de régime, augmenté de facteurs (FAVAR). Ces modèles permettent de prendre en compte les interactions, notamment les endogénéités qui existent entre plusieurs variables (Canova, 2002). Cependant, une attention doit être faite quant au choix du nombre de variables et des retards du modèle, car ceux-ci commandent l'efficacité de ces modèles en prévision. Clément et Germain (1993) montrent à ce titre qu'un modèle VAR simple de l'économie française est en mesure de produire des prévisions équivalentes aux notes de conjoncture de l'INSEE (l'Institut National de la Statistique et des Etudes Economiques). A cet égard, les modèles VAR constituent un outil supplémentaire à la disposition des conjoncturistes et des prévisionnistes. Les prévisions fournies par ces modèles ont tendance à s'affiner lorsque le modèle VAR est singularisé, à travers notamment la possibilité de variation des coefficients (Barnett et al., 2012 pour la Grande Bretagne). Cepen-

dant, ces modèles souffrent du problème d'« overfitting », ce qui a tendance à affaiblir leurs capacités prédictives, notamment vis-à-vis des VAR bayésiens (Nguyen et Vu Pham, 2012 et Lai et Roy, 2004).

L'approche bayésienne des VAR a été développée afin de contourner le problème d'« overfitting » lié à l'analyse classique des VAR. En effet, tel qu'indiqué par Ciccarelli et Rebucci (2003) qui ont fait une analyse des aspects les plus essentiels des VAR bayésiens, plus le nombre de variables ou de retards augmente, et plus le degré de libertés diminue. Les VAR comportant un nombre élevé de variables devant être estimés sur un échantillon de longueur moyenne, donneront des estimations consistantes à cause de la dimension du VAR, mais non convergentes. Pour pallier à ces limites, des auteurs ont proposé de faire des hypothèses sur la nullité de certains coefficients. Ce qui représente des hypothèses fort contraignantes. L'approche bayésienne offre une certaine flexibilité en ce sens qu'il y a possibilité de faire de telles hypothèses, tout en laissant un intervalle d'incertitude par rapport à l'hypothèse principale. La confrontation avec les données permettra de vérifier l'hypothèse formulée. Cet avantage donné par les VAR bayésiens sur les autres formes de VAR, notamment leur robustesse et la possibilité d'associer le jugement d'expert à l'estimation du modèle, est documenté par plusieurs études depuis l'article séminal de Litterman (1986). Plusieurs études ont donc par la suite mis en exergue l'efficacité des VAR bayésiens dans les prévisions de l'inflation et la croissance, notamment : Nguyen et Vu Pham (2012) pour le Vietnam, Lai et Roy (2004) pour l'Etat d'Indiana aux Etats-Unis, Ohnsorge et Korniyenko (2011) pour les pays émergents d'Europe de l'Est et d'Asie Centrale, Higgins et al (2016) pour la Chine, Kenny et al (1998) dans le cas de l'Irlande, Caraianni (2010) pour la Roumanie. Certaines études ont pu démontrer que même vis-à-vis des modèles DSGE (Dynamic Stochastic General Equilibrium), les modèles VAR bayésien donnent de meilleures prévisions (Iversen et al. 2016).

Plusieurs autres modèles sont souvent utilisés dans la littérature et s'agissant précisément de la prévision de l'inflation, l'utilisation d'une spécification de type « Courbe de Phillips » est parfois répandue, et souvent utilisée dans le cadre de modèles DSGE. Stock et Watson (2008) évalue la capacité prédictive d'une série de modèles dont la courbe de Phillips, sur données américaines. Ils trouvent que cette capacité dépend de nombreux facteurs dont le principal est la situation de l'économie. Lorsque l'économie est en équilibre, un modèle univarié se révèle efficace. L'estimation d'une courbe de Phillips peut donc être utile à certaines périodes et ne pas l'être à d'autres (Stock et Watson, 1999 ; Stock et Watson, 2006 ).

Parmi les autres types de modèles utilisés dans le cadre de la prévision de l'inflation et de l'activité, Ohnsorge et Korniyenko (2011) testent plusieurs modèles dont le modèle à facteurs dynamiques généralisés dans la prévision de plusieurs variables réelles et financières. Selon les auteurs, ce modèle a de meilleures performances à court terme. Cette efficacité est également



observée par Lombardi et Maier (2011). Toutefois, un soin particulier doit être mis à la sélection de la longueur temporelle des séries en même temps que la sélection de l'ensemble optimal des variables (den Reijer, 2005). A ce titre, un modèle factoriel dynamique est en mesure de prévoir mieux qu'un modèle AR, avec des gains de précision entre 10 et 30 % (den Reijer, 2005).

D'autres auteurs mettent en avant les combinaisons de prévisions. A ce titre, Kraay et Monokroussos (1999) estiment un modèle néoclassique de croissance sur 112 pays qu'ils comparent aux performances d'un modèle AR simple. Les auteurs trouvent que ces deux modèles disposent des mêmes capacités prédictives. De plus, la combinaison des prévisions des deux modèles améliore significativement la précision de la prévision. L'intérêt de la combinaison des prévisions provenant de 2 modèles différents a été soulevé par nombre de travaux : Ferreira et al (2005) sur données brésiliennes, Stock et Watson (2003) pour les pays de l'OCDE.

Des modèles plus complexes sont parfois utilisés dans la prévision à l'exemple des modèles DSGE (Iversen et al., 2016 pour la Suède ; Bamba Diop, 2011 pour les pays de l'UEMOA), les modèles à indices de diffusion (Ferreira et al., 2005 pour le Brésil). Mais leur efficacité n'est pas toujours avérée en comparaison aux modèles VAR bayésiens.

## **2 Spécification des modèles et données**

Au regard de la littérature empirique, nous allons estimer plusieurs types de modèles pour chaque pays de la CEMAC et comparer leurs performances prédictives. Nous utilisons les données trimestrielles des six pays de la CEMAC sur la période 2000q1 à 2016q4. Nous nous appesantissons sur 3 familles de modèles. Il s'agit de:

1. modèles univariés de type ARIMA ;
2. modèles VAR simple ;
3. modèles VAR bayésien.

### **2.1 Modèles univariés**

Ce sont des modèles simples et faciles à implémenter. Stock et Watson (2006) démontrent à ce titre que pour les Etats-Unis, la dynamique inflationniste aux Etats-Unis est correctement décrite par un modèle AR cycle-tendance à composantes inobservables et à volatilité stochastique, ou de manière équivalente, par un IMA à coefficients variables.

Nous mettons un accent particulier sur la forme autorégressive. Ce choix est orienté par la plupart des travaux sur l'inflation dans la CEMAC qui mettent généralement en lumière une forte composante inertielle de l'inflation (Bikai, Fossouo et Batoumen, 2016 ; Fossouo, 2015 ; Loungani et Swagel, 2001 ; Coleman, 2008). La forme autorégressive retenue sera donc la suivante:

$$y_t = \alpha_1 y_{t-1} + \alpha_2 y_{t-2} + \dots + \alpha_p y_{t-p} + u_t \quad (2.1)$$

Avec  $y_t$  le PIB réel trimestriel ou l'inflation trimestrielle et  $u_t$  le terme d'erreur à la date  $t$ .

Pour ce modèle particulier, les retards optimaux obtenus sur la base des critères AIC (Akaike Information Criteria), BIC (Bayesian Information Criteria) et Schwartz sont donnés dans le tableau ci-après :

**Tableau 1 : Retards optimaux des modèles AR**

	<i>Cameroun</i>	<i>RCA</i>	<i>Congo</i>	<i>Gabon</i>	<i>Guinée</i>	<i>Tchad</i>
<b>Croissance</b>	2	2	4	1	5	2
<b>Inflation</b>	1	3	6	2	4	6

## 2.2 Modèles multivariés

Plusieurs configurations de VAR simples sont utilisées dans cette étude. Ces configurations diffèrent suivant le nombre et la nature des variables endogènes et/ou exogènes incluses dans le VAR.

Le choix des variables à utiliser est essentiellement guidé par les analyses théoriques et travaux réalisés en Afrique subsaharienne et plus particulièrement en zone CEMAC.

La forme générale du VARX ( $p$ ) se présente comme suit :

$$Y_t = \theta_1 Y_{t-1} + \theta_2 Y_{t-2} + \dots + \theta_p Y_{t-p} + C X_t + \varepsilon_t \quad (2.2)$$

Avec  $Y_t$  un vecteur  $p \times 1$  ;  $p = 1, \dots, P$  étant le nombre de variables endogènes ;

$\theta_i$  ( $i=1, \dots, p$ ) des matrices  $p \times p$  de coefficients;

$\varepsilon_t$  est un vecteur  $p \times 1$  de variables identiquement et indépendamment distribués.  $\varepsilon_t \sim N(0, \Sigma)$

$C$  une matrice  $p \times (g+1)$  de coefficients ;

$X_t$  un vecteur  $(g+1)*I$  de variables exogènes avec  $g$  le nombre de variables exogènes.

Dans notre cas spécifique, sept spécifications concurrentes seront estimées pour tous les pays de la CEMAC. Les sept spécifications sont résumées dans le tableau ci-après.

*Tableau 2 : Spécifications des modèles multivariés*

<b>Spécification</b>	<b>Endogènes</b>	<b>Exogènes</b>
<b>1</b>	Croissance réelle Inflation Croissance monétaire	
<b>2</b>	Croissance réelle Inflation Croissance réserves	
<b>3</b>	Croissance réelle Inflation Croissance réserves	Croissance prix pétrole
<b>4</b>	Croissance réelle Inflation Croissance réserves	Croissance monétaire
<b>5</b>	Croissance réelle Inflation Croissance monétaire	Croissance prix pétrole
<b>6</b>	Croissance réelle Inflation Croissance réserves	Croissance monétaire Croissance prix pétrole
<b>7</b>	Croissance réelle Inflation	

Pour la Centrafrique, seul pays non pétrolier de la sous-région, nous avons omis les spécifications intégrant le prix du pétrole.

Dans les différentes spécifications des VAR :

- le taux de croissance du PIB est calculé comme la variation trimestrielle du PIB réel trimestriel ;
- le taux d'inflation est la variation trimestrielle de l'indice de prix moyen trimestriel ;
- le taux de croissance de la masse monétaire est la variation trimestrielle du niveau de la masse monétaire. A cet égard, Bikai, Fossouo et Batoumen (2016) identifient la masse

monétaire comme étant un des déterminants principaux de l'inflation. Keungne et Ousman (2015) observent également la forte corrélation entre croissance monétaire et croissance réelle sur la période récente. Son endogénéité s'explique par le fait qu'une augmentation de la monnaie en circulation, par l'augmentation de la demande potentielle qu'elle entraîne, peut avoir des effets positifs sur la croissance ;

- Le taux de croissance des réserves de change est la variation trimestrielle du niveau des réserves de change. Les pays de la CEMAC étant en régime de change fixe, les réserves représentent une variable fondamentale dans les décisions de politique monétaire. Sa dynamique est donc susceptible d'influencer les décisions de politique monétaire et les objectifs poursuivis par la banque centrale en matière d'inflation. Son endogénéité dans le modèle se justifie par le fait qu'une diminution des réserves se traduit par une réduction de la demande intérieure, et donc par un ralentissement de la croissance.

Les variables exogènes qui seront considérées sont :

- Le taux de croissance des prix du pétrole : qui est la variation trimestrielle du niveau des prix du pétrole (Brent). En effet cinq pays sur six produisent le pétrole dans la CEMAC et le pétrole représente la principale source de réserve dans la sous-région. Le recul de la croissance observé ces trois dernières années dans la CEMAC en raison de la chute du cours du pétrole nous conforte dans cette idée. Cette variable n'est cependant pas censée avoir un impact significatif sur l'inflation à court terme et dans tous les pays, en raison de l'existence des caisses de stabilisation des prix des hydrocarbures dans certains pays de la zone (Voir Kenkouo, 2015 ; Bikai, Fossouo et Batoumen, 2016). Les projections 2017 du FMI, mais également un modèle ARIMA, nous ont fourni les valeurs de cette variable sur la période de prévision. Son caractère exogène est justifié par le fait que les cours du pétrole sont déterminés sur les marchés internationaux, et donc ne dépendent pas de la conjoncture dans la sous-région.
- La croissance monétaire. Son exogénéité dans certaines spécifications vise essentiellement à procéder à des analyses de robustesses et prend également appui sur l'hypothèse d'un contrôle étroit de son évolution par la Banque Centrale. Ses valeurs sur la période de prévision nous ont été fournies à l'aide d'un modèle ARIMA simple.

Les données relatives à ces variables sont en fréquence trimestrielle et proviennent de la base de données de la BEAC. Seul le PIB réel a été trimestrialisé, suivant la méthode de Chow-Lin (les crédits à l'économie ont été utilisés comme étalon). Les données trimestrielles fournies par la

méthode de Chow-Lin ont été retenues eu égard à l'évolution satisfaisante que la série exhibe, notamment les variations de l'activité en lien avec l'évolution des crédits à l'économie.

Les variables des modèles sont en taux de croissance en glissement annuel.

Le tableau ci-après présente les retards optimaux considérés dans l'estimation des modèles multivariés.

**Tableau 3 : Retards optimaux des modèles multivariés**

	<b>Cameroun</b>	<b>RCA</b>	<b>Congo</b>	<b>Gabon</b>	<b>Guinée</b>	<b>Tchad</b>
<b>Modèle 1</b>	2	5	1	2	2	1
<b>Modèle 2</b>	2	5	6	2	2	1
<b>Modèle 3</b>	2		6	2	2	1
<b>Modèle 4</b>	2	4	1	2	2	1
<b>Modèle 5</b>	2		6	2	2	1
<b>Modèle 6</b>	2		6	2	2	1
<b>Modèle 7</b>	2	5	1	1	2	2

### 2.3 Modèle VAR bayésien

Cette gamme de modèles est de plus en plus utilisée dans la littérature. Ce type de modèle permet une plus grande flexibilité en autorisant au modélisateur d'associer son jugement d'expert (*priors*) dans les estimations et prévisions effectuées.

Comme le soulignent Ciccarelli et Rebucci (2003), le choix de la distribution des *priors* est une étape essentielle dans la spécification et l'estimation des modèles VAR bayésien.

De manière formelle, considérons un VARX standard comme précédemment :

$$Y_t = \theta_1 Y_{t-1} + \theta_2 Y_{t-2} + \dots + \theta_p Y_{t-p} + C X_t + \varepsilon_t \quad (2.3)$$

Cette expression s'écrit également comme suit :

$$Y_t = Z_t \beta + \varepsilon_t \quad (2.4)$$

Avec  $Z_t = (I_p \otimes V_{t-1})$  une matrice  $p \times pk$ , et  $V_{t-1} = (Y'_{t-1}, \dots, Y'_{t-p}, X'_t)'$  un vecteur  $k \times I$ .

$\beta = \text{vec}(\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_p)$ ,  $C$  est un vecteur de matrices  $pk \times I$ .

$\Sigma = E(\varepsilon_t, \varepsilon'_t)$ , la matrice de variance-covariance des termes d'erreur.

A partir de cette formulation, la distribution, après estimation (à postériori), de probabilité des paramètres inconnus ( $\beta$  et  $\Sigma$ ), est fonction de la distribution à priori de ces paramètres inconnus (distribution de probabilité du prior) et de la vraisemblance extraite des données. Cette relation est donnée par la règle de Bayes suivante:

$$p(\beta, \Sigma | Y) = p(\beta, \Sigma) * L(Y | \beta, \Sigma) / p(Y) \quad (2.5)$$

Avec  $L(Y | \beta, \Sigma)$  la vraisemblance ;  $p(\beta, \Sigma | Y)$  la distribution de probabilité après estimation et  $p(\beta, \Sigma)$  la distribution de probabilité à priori (la distribution du prior). En effet, dans l'économétrie classique, on recherche généralement un vecteur de paramètre unique alors que dans l'économétrie bayésienne, on suppose que le vecteur de paramètre est aléatoire.

Comme indiqué plus haut, le choix de la distribution du prior,  $p(\beta, \Sigma)$ , s'avère de la plus haute importance. Pour déterminer les distributions de probabilité conditionnelles marginales de  $\beta$  et  $\Sigma$  à savoir  $p(\beta | Y)$  et  $p(\Sigma | Y)$  respectivement, le recours aux méthodes numériques est nécessaire. Dans notre analyse, nous utiliserons le Prior de Minnesota et le prior Independent Normal-Wishart (INW).

Le choix du premier se justifie par le fait qu'il est assez standard et prend appui sur des faits stylisés qui caractérisent également des variables macroéconomiques de la sous-région (notamment l'hypothèse de racine unitaire dans les variables).

Compte tenu de la stationnarité des variables entrant dans le modèle, nos *priors* par rapport aux valeurs des coefficients consistent à ce que celles-ci soient inférieures à l'unité.

Quant au *prior* INW, celui-ci fait l'hypothèse que le vecteur des coefficients est normal et que l'inverse de la matrice de variance covariance est de type Wishart. Par ailleurs, chaque équation du VAR dispose des mêmes variables explicatives. Le terme 'independent' signifie que le prior sur les coefficients du VAR est indépendant de celui sur la matrice de variance-covariance.

En raison de la faiblesse de l'échantillon, nous corrigeons les écarts types des estimations des modèles BVAR en utilisant un algorithme stochastique qui permet de simuler une distribution à l'aide d'une chaîne de Markov (Monte Carlo Markov Chain – MCMC) et pour les VAR classiques nous utilisons des simulations bootstrap (1000 répliques). Ces simulations seront utilisées pour la prévision et permettront d'obtenir des densités de prévision pour toutes les variables du modèle qui servent pour la construction des *fancharts* (nous retenons les intervalles suivants : 30%, 50%, 68% et 90%).

## 2.4 Statistique de comparaison des modèles et variables

Afin de comparer les prévisions des modèles concurrents, nous utiliserons la statistique usuelle du RMSE (*Root Mean Square Error*) qui est la racine carrée de l'erreur quadratique moyenne :

$$RMSE = \sqrt{MSE} \text{ où } MSE = \left(\frac{1}{T}\right) * \sum_{t=1}^T \hat{a}_t^2 \quad (2.6)$$

Avec  $\hat{a}_t$  l'erreur de prévision.

Le modèle le plus performant est celui qui dispose d'une RMSE faible.

## 3 Analyse graphique des données

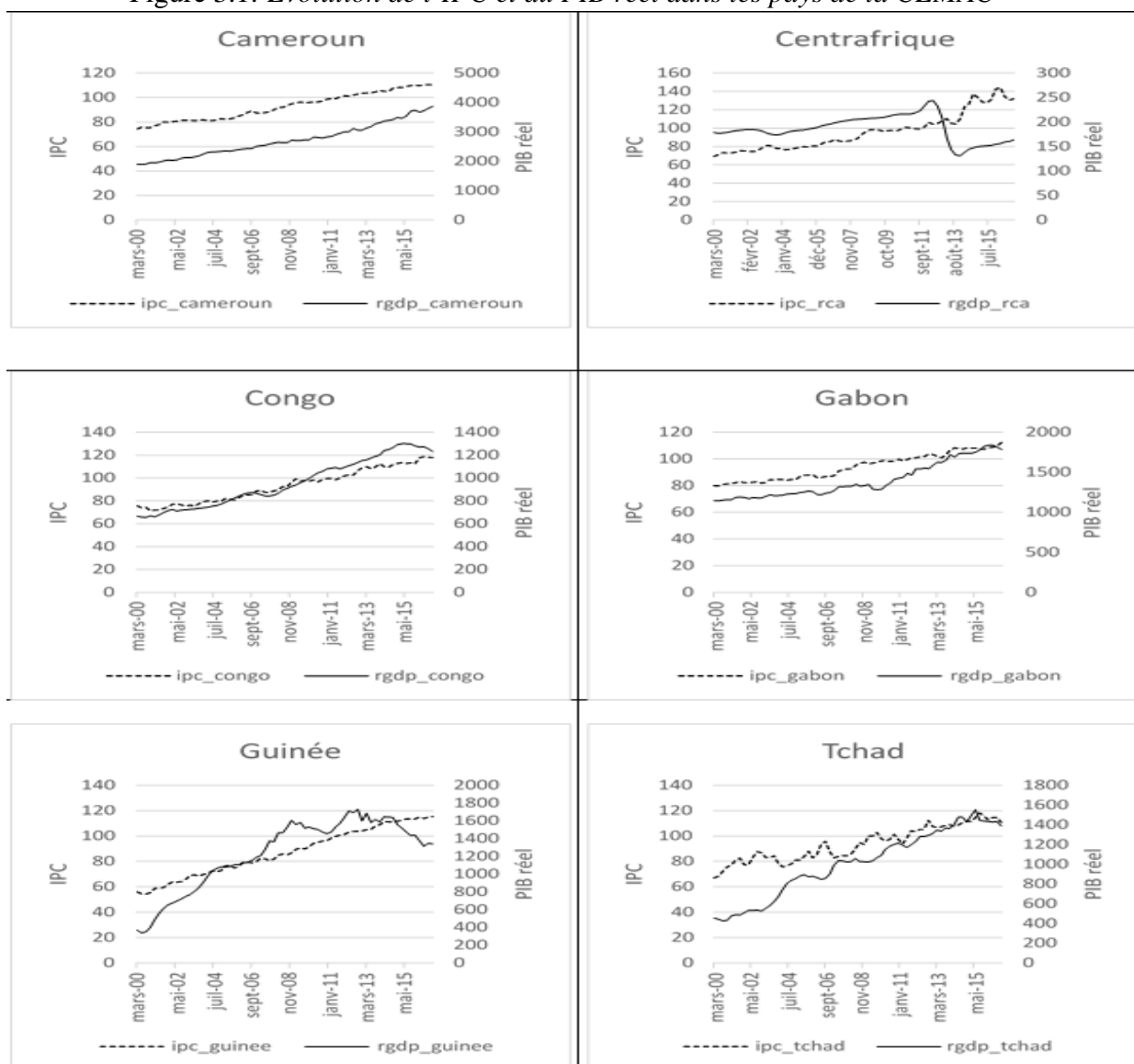
A l'analyse des données, on observe une rupture de tendance du PIB réel centrafricain en 2013 et une volatilité plus importante de l'Indice des Prix à la Consommation (IPC) à partir de la même année. Il faut noter que IPC centrafricain est beaucoup plus élevé au cours des récentes années. Compte tenu de la situation sécuritaire du pays à cette période, cette rupture est compréhensible et a été prise en compte avec une variable *dummy* qui prend la valeur 1 à partir de 2013.

Nous observons également que la courbe du PIB réel en Guinée montre une volatilité assez importante, en lien avec la dynamique des cours du pétrole. Cette dynamique aura assurément un impact sur la qualité de nos prévisions pour ce pays.

L'IPC au Tchad exhibe la plus forte volatilité sur toute la période d'analyse. L'inflation dans ce cas apparaît donc comme une variable difficile à prévoir dans un tel contexte.

Par ailleurs, compte tenu de la chute des cours du pétrole depuis 2014, l'on observe une forte diminution du PIB dans les pays fortement dépendant du pétrole, à savoir : le Congo, le Gabon, la Guinée Equatoriale et le Tchad. Le Cameroun qui est relativement plus diversifié que les autres maintient une dynamique assez satisfaisante de son PIB réel.

Figure 3.1: Evolution de l'IPC et du PIB réel dans les pays de la CEMAC



Source : Auteurs à partir des données de la BEAC.



## 4 Principaux résultats d'estimation et interprétation

### 4.1 Interprétation des RMSE des modèles avec nombre de retards optimal

Les résultats sont présentés par pays, et dans la suite, le modèle BVAR1 renvoie au modèle VAR bayésien avec le prior du Minnesota et le modèle BVAR2 est le modèle VAR bayésien avec le prior Independent Normal Wishart.

Nous utilisons la médiane afin de capter la tendance centrale des RMSE à tous les horizons car cette statistique permet de limiter l'influence des valeurs extrêmes obtenues ici ou là.

#### *Cameroun*

La valeur moyenne des RMSE s'agissant de la croissance sont plus élevés que ceux relatifs à l'inflation. L'inflation apparaît donc plus simple à prévoir que la croissance au Cameroun.

Concernant la croissance, le tableau 11 (en annexe) retrace les valeurs des RMSE des prévisions des différents modèles. A très court terme, notamment 1 et 2 périodes (trimestres) en avant, la modélisation classique des VAR ainsi que le modèle autorégressif donnent de bonnes prévisions ; ce qui est conforme à nos attentes en lien avec certains résultats dans la littérature. A moyen et long terme, la modélisation bayésienne performe relativement mieux. Le modèle VAR n°2 (avec croissance des réserves comme 3<sup>e</sup> endogène) est le meilleur modèle lorsqu'on considère tous les horizons de prévision. En effet, l'évolution des réserves contient de l'information quant aux performances du secteur extérieur, mais également à l'afflux de capitaux nécessaires au financement de l'investissement. A cet égard, le Cameroun s'est engagé dans un processus de développement qui a nécessité d'augmenter ses engagements extérieurs, en même temps que des partenaires étrangers se sont manifestés dans certains projets d'infrastructure.

S'agissant de l'inflation (voir tableau 12 en annexe), les modèles autorégressifs donnent les meilleures prévisions. Toutefois, comme pour la croissance, les modèles bayésiens prennent le dessus à moyen terme. A tous les horizons de prévision, le modèle BVAR2 n°6 (avec la croissance monétaire et la croissance des prix du pétrole comme exogènes) est le plus performant. En effet, l'inflation semble davantage d'origine externe au Cameroun car une grande partie des produits de consommation courante sont importés. De ce fait, les prix du pétrole capturent, bien que partiellement, les évolutions extérieures.

#### *Centrafrique (RCA)*

Au regard des valeurs des RMSE (Tableaux 13 et 14 en annexe), on peut dire que l'inflation et la croissance sont plus difficiles à prévoir en RCA qu'au Cameroun. Plus encore, en RCA, l'inflation semble beaucoup plus difficile à prévoir que la croissance économique (les RMSE de l'inflation sont relativement plus élevés que ceux de la croissance). Plusieurs facteurs peuvent justifier ce résultat notamment (i) l'instabilité politique qui crée la rareté de certains produits, (ii) l'enclavement du pays (sans accès à la mer) qui exige que la grande partie des produits importés passent par le Cameroun, (iii) le fait que l'économie centrafricaine semble dépendante de l'activité des organisations humanitaires.

Pour la croissance économique, à tous les horizons (court et moyen terme), la modélisation bayésienne des VAR (avec prior du Minnesota) possède la meilleure performance prédictive, notamment le modèle BVAR1 n°7 (avec juste les 2 endogènes d'intérêt à prévoir). En situation de grande incertitude, qui caractérise l'économie centrafricaine, les méthodes bayésiennes semblent robustes.

S'agissant de la prévision de l'inflation centrafricaine (tableau 14 en annexe), les résultats obtenus montrent des performances prédictives presque similaires des VAR classiques et des VAR bayésiens. Toutefois, le modèle le plus robuste à tous les horizons est le BVAR2 n°2 qui inclut la croissance des réserves comme endogène.

### *Congo-Brazzaville*

Les résultats d'estimation et de prévision de la croissance au Congo montrent qu'à très court terme, les modèles VAR classiques donnent les meilleures prévisions. A moyen terme toutefois, les BVAR dominent. Ce qui est conforme à nos attentes en termes de robustesse des modèles BVAR. Le BVAR1 n°4 avec comme exogène la croissance monétaire est le plus robuste en considérant tous les horizons de prévision.

Concernant la prévision de l'inflation (tableau 16 en annexe), à court terme, les modèles VAR classiques et BVAR ont des performances similaires. A moyen terme toutefois, les modèles BVAR semblent meilleurs. Tenant compte de tous les horizons de prévision, le modèle VAR n°1 est le plus robuste. Tout comme la croissance, la prévision de l'inflation dépend aussi de la croissance monétaire, mais cette fois-ci, cette dernière est considérée comme endogène. Ce résultat montre l'importance des agrégats monétaires dans l'évolution des prix et de l'activité au Congo. En effet, l'augmentation des prix du pétrole entraîne une augmentation des réserves, et partant, une augmentation de la masse monétaire. Celle-ci se traduit par une hausse de la demande et entraîne les prix à la hausse. Ce résultat procède de la forte dépendance de l'économie congolaise au secteur pétrolier.

## *Gabon*

Au Gabon, aussi bien pour la croissance que pour l'inflation, la modélisation classique des VAR est robuste à tous les horizons.

Relativement à la croissance, si à court terme, les modèles BVAR dominent totalement, les modèles autorégressifs, de manière surprenante, donnent de bonnes prévisions à moyen terme. Le VAR n°5 (avec croissance monétaire en endogène et croissance des prix du pétrole en exogène) est le plus robuste à tous les horizons. En effet, la dépendance de la prévision de la croissance à une variable pétrolière est normale au regard de la place prépondérante du secteur pétrolier dans l'économie gabonaise.

La prévision de l'inflation gabonaise est mieux réalisée avec un modèle VAR classique, précisément le VAR n°1 (avec croissance monétaire comme 3<sup>me</sup> endogène) qui est le plus robuste à tous les horizons. Comme pour la croissance réelle, la croissance monétaire est déterminante dans la prévision de l'inflation.

## *Guinée-Equatoriale*

S'agissant de la croissance (tableau 19 en annexe), les valeurs des RMSE sont très élevées. A court terme comme à moyen terme, les BVAR sont plus performants et efficaces dans la prévision. Le modèle BVAR2 n°6 (avec croissance monétaire et croissance des prix du pétrole comme exogènes) est le plus robuste à tous les horizons. En effet, cela traduit l'importance de l'industrie pétrolière et gazière dans l'économie équato-guinéenne.

Concernant les prévisions d'inflation (tableau 20 en annexe), à court terme, les modèles VAR classiques et BVAR sont plus performants. A tous les horizons, le modèle VAR n°4 avec la croissance monétaire comme exogène semble le plus robuste. En effet, ce résultat (l'importance de facteurs monétaires dans la dynamique inflationniste) est similaire à ceux trouvés pour d'autres pays de la CEMAC.

## *Tchad*

Les RMSE des modèles s'agissant du Tchad présentent des valeurs très élevées. L'inflation et la croissance semblent donc plus difficiles à prévoir au Tchad que dans les autres pays. Les modèles BVAR apparaissent ici plus efficace dans la prévision de ces variables.

S'agissant de la croissance économique, les modèles BVAR ont les meilleures performances aussi bien à court terme qu'à moyen terme. Le modèle BVAR1 n°7 (avec simplement les deux

endogènes à prévoir) est préféré et est le plus robuste à tous les horizons. L'ajout de variables supplémentaires autre que les retards de ces deux variables dégraderait considérablement les prévisions.

La prévision de l'inflation tchadienne s'est avérée ardue (voir valeurs des RMSE dans le tableau 22 en annexe). A court et moyen terme, l'approche bayésienne des VAR s'est avérée meilleure.

Dans l'ensemble, à très court terme l'approche classique des VAR s'est avérée efficace dans nombre de cas, sauf dans les pays exhibant une incertitude économique relativement élevée, où les méthodes bayésiennes étaient plus robustes. Les modèles BVAR, quant à eux, se sont révélés plus performants à moyen terme.

## 4.2 Modèles les plus robustes à tous les horizons

Il est généralement admis que lorsqu'on a affaire aux données trimestrielles, il est souhaitable de retenir quatre retards pour les modèles autorégressifs. Nous comparons donc ici les performances des modèles avec retard optimal aux modèles avec 4 retards. Pour chaque type de modèle, la médiane des RMSE est utilisée pour la comparaison des résultats (tableau 4).

**Tableau 4 :** Minimum des médianes des RMSE suivant le nombre de retards sélectionnés

	Croissance		Inflation	
	<i>Retard optimal</i>	<i>Retard = 4</i>	<i>Retard optimal</i>	<i>Retard = 4</i>
<i>Cameroun</i>	1,94	1,75	1,20	1,31
<i>RCA</i>	3,09	2,77	5,8	7,38
<i>Congo</i>	2,86	2,45	2,92	1,7
<i>Gabon</i>	3,22	3,91	2,15	2,42
<i>Guinée</i>	4,93	5,08	1,53	1,27
<i>Tchad</i>	5,4	5,37	5,38	4,52

Nous observons que la précision des prévisions est sensible au nombre de retards choisis.

Comme l'illustre le tableau 5, quel que soit le nombre de retard, les modèles bayésiens ont dans la plupart des cas, de meilleures performances en matière de prévision dans les pays de la CEMAC. Ils produisent de bonnes prévisions dans les pays marqués par une certaine incertitude.

**Tableau 5 :** Modèles les plus robustes à tous les horizons de prévision considérés et quel que soit le nombre de retard

	<b>Croissance</b>	<b>Inflation</b>
<i>Cameroun</i>	bvar1_g3	bvar2_i6
<i>RCA</i>	bvar1_g7	bvar2_i2
<i>Congo</i>	bvar1_g6	bvar1_i1
<i>Gabon</i>	var_g5	var_i1
<i>Guinée</i>	bvar2_g6	var_i1
<i>Tchad</i>	bvar2_g1	bvar2_i5

Note : « bvar1 » renvoie à un modèle var bayésien avec prior de minnesota, bvar2 renvoie au modèle bayésien avec prior Independant Normal Wishart, « var » renvoie au modèle var classique, « g » et « i » correspondent respectivement à la croissance et l'inflation et les numéros qui les suivent correspondent aux modèles présentés dans le tableau 3.

### 4.3 Prévisions pour 2017 à l'aide des meilleurs modèles

Nous faisons des prévisions pour l'année 2017, à l'aide des modèles ayant fournis de meilleurs résultats en fonction de chaque horizon de prévision. Nous retenons de ce fait deux approches : la première, qui prévoit chaque horizon avec le modèle ayant exhibé la plus petite valeur de RMSE pour cet horizon (**approche 1**) ; et la seconde approche (**approche 2**) qui prévoit tous les trimestres de l'année 2017 avec le modèle ayant obtenu la plus petite valeur de la médiane des RMSE sur l'ensemble de l'horizon de prévision.

*Tableau 6 : Prévisions centrales de croissance économique suivant l'approche 1*

	<b>Cameroun</b>	<b>RCA</b>	<b>Congo</b>	<b>Gabon</b>	<b>Guinée</b>	<b>Tchad</b>
<b>2017q1</b>	4,5	5,4	-3,1	-1,0	-3,9	-1,9
<b>2017q2</b>	4,5	4,6	-2,2	-0,8	-2,6	-0,3
<b>2017q3</b>	4,7	4,1	-1,3	-0,1	-1,0	1,1
<b>2017q4</b>	4,6	3,7	-0,6	0,3	-0,5	1,9
<b>2017</b>	4,6	4,4	-1,8	-0,4	-2,0	0,2

*Tableau 7 : Prévisions centrales de croissance économique suivant l'approche 2*

	<b>Cameroun</b>	<b>RCA</b>	<b>Congo</b>	<b>Gabon</b>	<b>Guinée</b>	<b>Tchad</b>
<b>2017q1</b>	4,0	5,5	-2,4	-1,4	-3,9	-2,4
<b>2017q2</b>	4,4	4,6	-1,4	-0,6	-2,6	-1,5
<b>2017q3</b>	3,3	2,7	-1,2	-2,1	-3,6	1,1
<b>2017q4</b>	4,2	3,7	-2,4	0,6	-0,5	1,9
<b>2017</b>	4,0	4,1	-1,8	-0,9	-2,7	-0,3

*Tableau 8 : Prévisions centrales d'inflation selon l'approche 1*

	<b>Cameroun</b>	<b>RCA</b>	<b>Congo</b>	<b>Gabon</b>	<b>Guinée</b>	<b>Tchad</b>
<b>2017q1</b>	0,8	-5,6	3,5	4,2	2,5	-3,4
<b>2017q2</b>	1,0	-4,8	3,0	3,0	2,9	-2,6
<b>2017q3</b>	1,1	-4,2	3,0	2,2	3,3	-2,2
<b>2017q4</b>	1,3	-3,6	3,1	1,8	3,4	-1,3
<b>2017 (glissement annuel)</b>	1,3	-3,6	3,1	1,8	3,4	-1,3
<b>2017 (moyenne annuelle)</b>	1,1	-4,6	3,1	2,8	3,0	-2,4

*Tableau 9 : Prévisions centrales d'inflation suivant l'approche 2*

	<b>Cameroun</b>	<b>RCA</b>	<b>Congo</b>	<b>Gabon</b>	<b>Guinée</b>	<b>Tchad</b>
<b>2017q1</b>	0,8	-3,0	3,6	4,3	2,2	-1,8
<b>2017q2</b>	1,8	-3,0	3,0	3,3	1,2	0,5
<b>2017q3</b>	2,2	-0,5	0,7	3,6	3,3	-1,8
<b>2017q4</b>	1,3	-3,6	4,1	2,8	3,0	-0,2
<b>2017 (glissement annuel)</b>	1,3	-3,6	4,1	2,8	3,0	-0,2
<b>2017 (moyenne annuelle)</b>	1,5	-2,5	2,9	3,5	2,4	-0,8

Comme on peut l'observer dans le tableau 10, les prévisions effectuées à l'aide de nos modèles se rapprochent dans plusieurs cas des projections effectuées par le FMI (contenues dans la base de données du *World Economic Outlook*). L'inflation considérée est l'inflation en moyenne annuelle. Les prévisions d'inflation en RCA et au Congo sont sensiblement différentes de celles du FMI. Ce résultat n'est pas surprenant au regard de la dynamique de ces variables assez volatiles.

*Tableau 10 : Prévisions 2017 du FMI et de nos modèles pour l'inflation et la croissance.*

		<b>Cameroun</b>	<b>RCA</b>	<b>Congo</b>	<b>Gabon</b>	<b>Guinée</b>	<b>Tchad</b>
<b>Croissance</b>	<b>FMI</b>	3,9	4,74	-3,63	0,96	-7,39	0,6
	<b>Approche 1</b>	4,6	4,4	-1,8	-0,4	-2,0	0,2
	<b>Approche 2</b>	4,0	4,1	-1,8	-0,9	-2,7	-0,3
	<b>Approche 3</b>	4,3	4,25	-1,8	-0,65	-2,35	-0,05
<b>Inflation</b>	<b>FMI</b>	0,67	3,77	-0,43	2,5	1,65	0,2
	<b>Approche 1</b>	1,1	<b>-4,6</b>	<b>3,1</b>	2,8	3,0	-2,4
	<b>Approche 2</b>	1,5	<b>-2,5</b>	<b>2,9</b>	3,5	2,4	-0,8
	<b>Approche 3</b>	1,3	<b>-3,55</b>	<b>3,0</b>	3,1	2,7	-1,6

Note : L'approche 3 représente la moyenne des prévisions des deux premières approches.

La prévision étant un exercice assez difficile et tributaire des facteurs parfois imprévisibles, il est souhaitable de mener des analyses sur les intervalles au lieu de se focaliser sur des points précis. Cette approche est d'ailleurs utilisée dans la plupart des banques centrales. A ce titre, nous

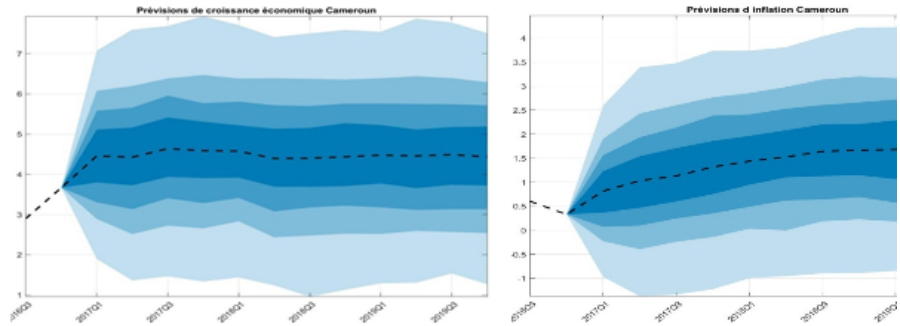
avons produit des *fancharts* permettant d'illustrer les intervalles dans lesquelles nos prévisions pourraient se situer. Nous recommandons vivement cette approche.

Les figures ci-dessous montrent à ce titre que pour le Cameroun par exemple, que la croissance en glissement annuel ne peut excéder 7 % et l'inflation peut prendre des valeurs entre -1 % et 5 %. Et si l'on veut être plus précis, suivant l'intervalle fixé pour nos *fancharts* (30%, 50%, 68%, 90%), il y a 30 % de chance que l'inflation en glissement annuel soit comprise entre 0,5 % et 1,5 % jusqu'à l'horizon 2019. Une analyse similaire peut se faire pour la croissance et pour tous les autres pays.

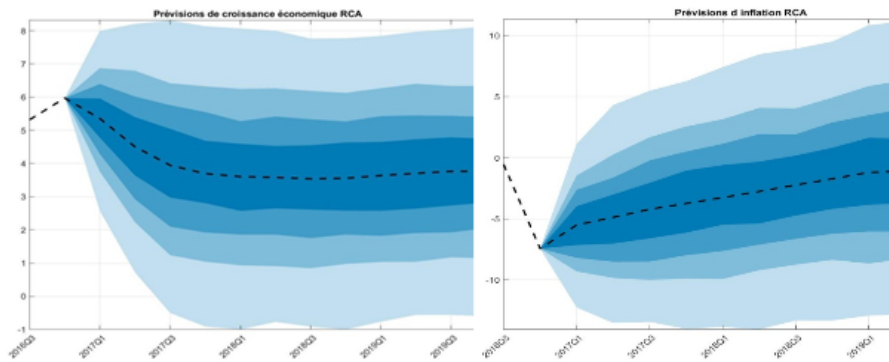
A la lumière de nos *fancharts*, il ressort également que la majorité des prévisions d'inflation et de croissance effectuées par le FMI se retrouvent dans les intervalles de crédibilité proposés dans notre analyse.

Il apparaît nécessaire de tenir compte de l'incertitude économique en formulant des prévisions, non ponctuelles, mais par intervalles de crédibilité. Cette option facilitera également la communication que la Banque Centrale fait quant à son appréciation de la conjoncture et des perspectives économiques.

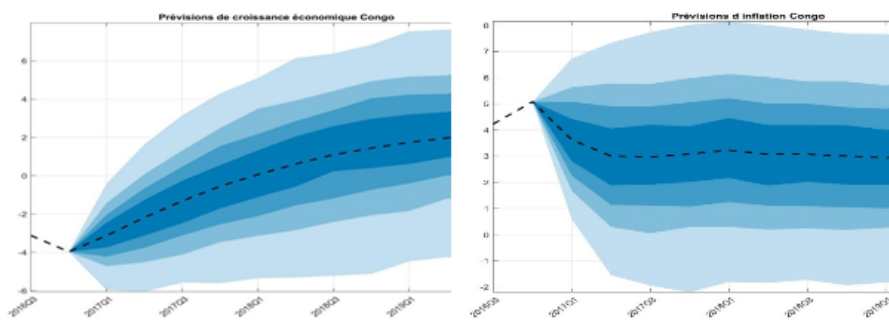
**Figure 1 : Prévisions 2017 de croissance économique et d'inflation pour le Cameroun**



**Figure 2 : Prévisions 2017 de croissance économique et d'inflation pour la Centrafrique**

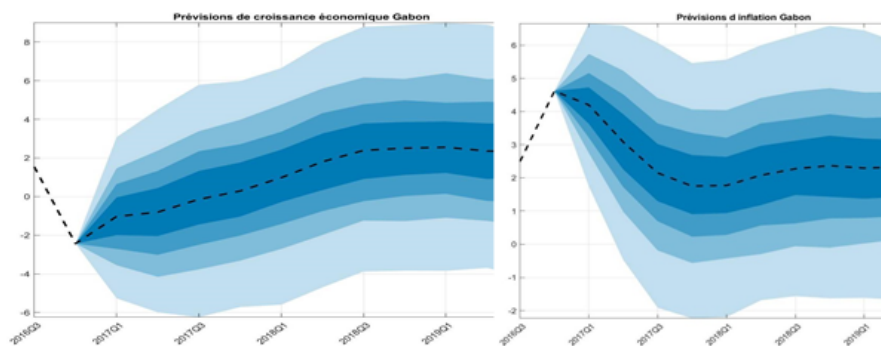


**Figure 3 : Prévisions 2017 de croissance économique et d'inflation pour le Congo**

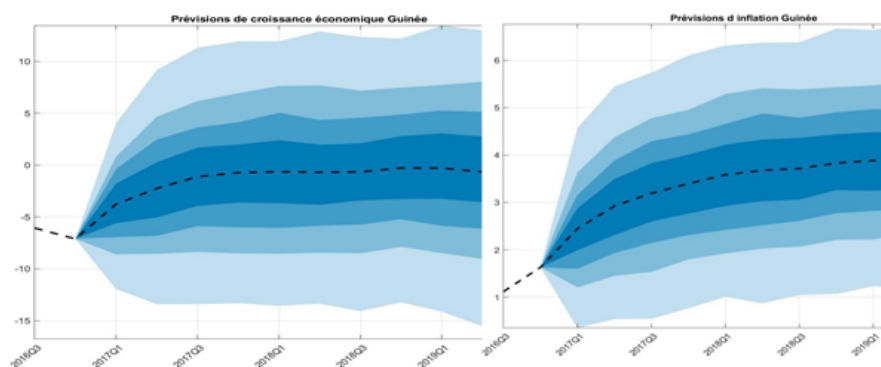




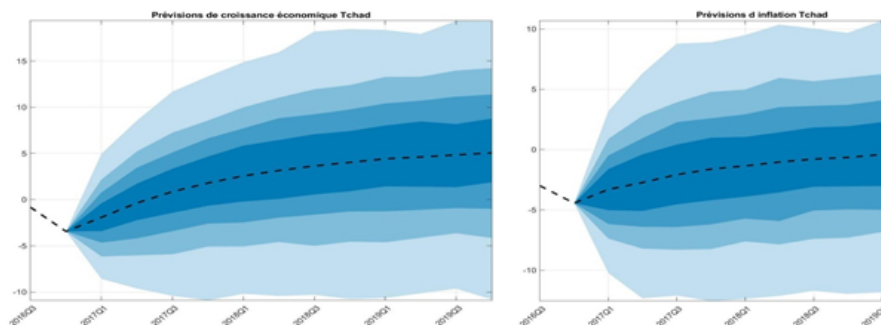
**Figure 5 : Prévisions 2017 de croissance économique et d'inflation pour le Gabon**



**Figure 6 : Prévisions 2017 de croissance économique et d'inflation pour la Guinée Equatoriale**



**Figure 7 : Prévisions 2017 de croissance économique et d'inflation pour le Tchad**



## Conclusion

L'objectif de cette étude était de rechercher, pour chaque pays de la CEMAC, le meilleur modèle de prévision de l'inflation et de la croissance. Une telle étude permet non seulement de renforcer l'appareil de prévision de la banque centrale, mais également de participer à une meilleure orientation de politiques économiques. L'usage des modèles univariés, multivariés et de l'analyse bayésienne nous a permis de procéder à l'estimation d'environ 46<sup>5</sup> modèles différents par pays.

Il ressort globalement de notre étude que les prévisions à l'aide de modèles bayésiens ont une capacité prédictive plus élevée que les approches classiques. Toutefois, à très court terme, les performances des modèles multivariés classiques et multivariés bayésiens sont assez équilibrées.

Les prévisions obtenues à l'aide de nos modèles se rapprochent dans la plus part des cas à celles effectuées par le FMI. Nous trouvons également que les *fancharts* proposés dans nos modèles contiennent la majorité des prévisions effectuées par le FMI.

L'exercice de prévision étant très complexe, parce que tributaire des facteurs exogènes parfois imprévisibles, nous pensons qu'il serait utile de rajouter dans les outils d'analyse des autorités de politique économique l'approche de projection par des *fancharts* afin d'insister davantage sur les intervalles de crédibilité des projections au lieu de se focaliser uniquement sur des points spécifiques. Cette logique utilisée dans la plupart des banques centrales a l'avantage de fournir une certaine flexibilité à la conduite de la politique monétaire.

---

<sup>5</sup>Pour la RCA nous avons utilisés 28 modèles

## Bibliographie

1. BAMBA DIOP, M. (2011) ; «Un modèle de prévision de l'inflation à moyen terme dans l'UEMOA : une approche DSGE» : *Document de Travail N° DT/11/03*, Banque Centrale des Etats d'Afrique de l'Ouest
2. BARNETT, A., MUMTAZ, H. ET THEODORIDIS, K. (2012) ; «Forecasting UK GDP growth, inflation and interest rates under structural change : a comparison of models with time-varying parameters» : Bank of England Working Paper No. 450
3. BIKAI, J.L., FOSSOUO, A.L. ET BATOUMEN, H. (2016) ; « Déterminants de l'inflation dans la CEMAC : le rôle de la monnaie » : BEAC Working Paper N° 05/16, Banque des Etats de l'Afrique Centrale
4. CANOVA, F. (2002) ; « G-7 inflation forecasts » : CEPR Discussion Papers No. 3283, Center for Economic Policy Research
5. CARAIANI, P. (2010) ; «Forecasting romanian GDP using a BVAR model» : *Journal for Economic Forecasting*. 13. 76-87.
6. CICCARELLI, M. ET REBUCCI, A. (2003) ; «Bayesian VARs : A survey of the recent literature with an application to the european monetary system» : IMF Working Paper N° 03/102, International Monetary Fund
7. CLEMENT, E. ET GERMAIN, J.M. (1993) ; « VAR et prévisions conjoncturelles » : *Annales d'économie et de statistique* N° 32, pp. 113-135
8. Coleman, S. (2008) ; « Inflation persistence in the Franc zone : evidence from disaggregated prices » : *Journal of Macroeconomics* Volume 32, Issue 1, pp 426-442
9. DEMBO TOE, M. (2010) ; «Modèle de prévision de l'inflation dans les pays membres de l'UEMOA» : Document d'Etude et de Recherche N° DER/10/03, Banque Centrale des Etats d'Afrique de l'Ouest
10. DEN REIJER, A.H.J. (2005) ; « Forecasting dutch gdp using large scale factor models » : DNB Working Paper N° 28, Dutch National Bank
11. DRITSAKI, C. (2015) ; « Forecasting real GDP rate through econometric models : an empirical study from Greece » : *Journal of International Business and Economics*, Vol. 3, No. 1, pp. 13-19
12. FERREIRA, R.T., BIERENS, H.J. ET CASTELAR, I. (2005) ; « Forecasting quarterly brazilian GDP growth rate with linear and nonlinear diffusion index models » : *EconomiA, Selecta, Brasilia (DF)*, v.6, n.3, pp 261-292

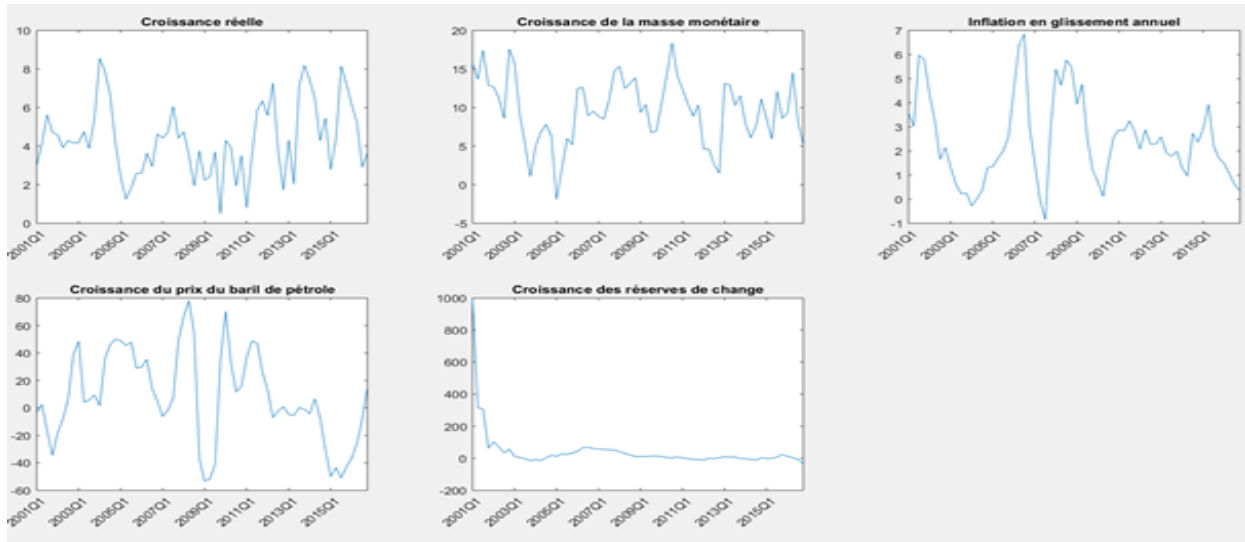
13. FOSSOUO, A.L. (2015) ; « Etude des propriétés de long terme de l'inflation dans les pays de la CEMAC : une approche ARFIMA » : BEAC Working Paper N° 04/15, Banque des Etats de l'Afrique Centrale
14. HIGGINS, P., ZHA, T. ET ZHONG, W. (2016) ; « Forecasting China's economic growth and inflation » : China Economic Review Vol 41, pp. 46-61
15. IVERSEN, J., LASEEN, S., LUNDVALL, H. ET SÖDERSTRÖM, U. (2016) ; « Real-time forecasting for monetary policy analysis : the case of Sveriges Riksbank » : Sveriges Riksbank Working Paper Series N° 318
16. KENKOUO, G.A. (2015) ; « Dynamique du prix du pétrole et inflation dans la CEMAC » : BEAC Working Paper N° 08/15, Banque des Etats de l'Afrique Centrale
17. KENNY, G., MEYLER, A. ET QUINN, T. (1998) ; « Bayesian VAR models for forecasting irish inflation » : Technical Paper 4/RT/98, Central Bank of Ireland
18. KEUNGNE, L.S. ET OUSMAN, A.M. (2015) ; « Croissance monétaire, croissance réelle et inflation dans l'UMAC : Quelques évidences empiriques » : BEAC Working Paper N° 03/15, Banque des Etats de l'Afrique Centrale
19. KRAAY, A. ET MONOKROUSSOS, G. (1999) ; « Growth forecasts using times series and growth models » : Policy Research Working Paper Series N° 2224, World Bank Group
20. LAI, C.S. ET ROY, A. (2004) ; « Accuracy of bayesian VAR in forecasting the economy of Indiana » : 2004 Proceedings of the Midwest Business Economics Association
21. LITTERMAN, R. (1986) ; « Forecasting with bayesian vector autoregressions – Five years of experience » : Journal of Business and Economic Statistics Vol. 4, Issue 1, pp. 25 - 38
22. LOMBARDI, M.J. ET MAIER, P. (2011) ; « Forecasting economic growth in the euro area during the great moderation and the great recession » European Central Bank, Working Paper Series No 1379
23. LOUNGANI, P. ET SWAGEL, P. (2001) ; « Sources of inflation in developing countries » : IMF Working Paper No 01/198, International Monetary Fund
24. NGUYEN, T.T.H. ET VU PHAM, H.D. (2012) ; « Economic growth and inflation forecast in Vietnam : Bayesian Vector Autoregression (BVAR) » : <http://dl.ueb.edu.vn/bitstream/1247/4911/1/Article.pdf>

25. OHNSORGE, F., KORNIYENKO, Y., ZETTELMAYER, J. ET DE HAAS, R. (2011) ; « Forecasting growth in eastern Europe and central Asia » : EBRD Working Paper No. 137, European Bank for Reconstruction and Development
26. STOCK, J.H ET WATSON, M.W. (1999) ; « Forecasting inflation » : NBER Working Paper No. 7023, National Bureau of Economic Research
27. STOCK, J.H ET WATSON, M.W. (2003) ; « Combination forecasts of output growth in a seven-country data set » : Journal of Forecasting N° 23, pp. 405-430
28. STOCK, J.H ET WATSON, M.W. (2007); «Why has US inflation become harder to forecast ?» : Journal of Money, Credit and Banking N° 39, pp 3 - 34
29. STOCK, J.H ET WATSON, M.W. (2008) ; «Phillips curve inflation forecasts» : Conference Series Federal Reserve Bank of Boston, vol. 53

# Annexe

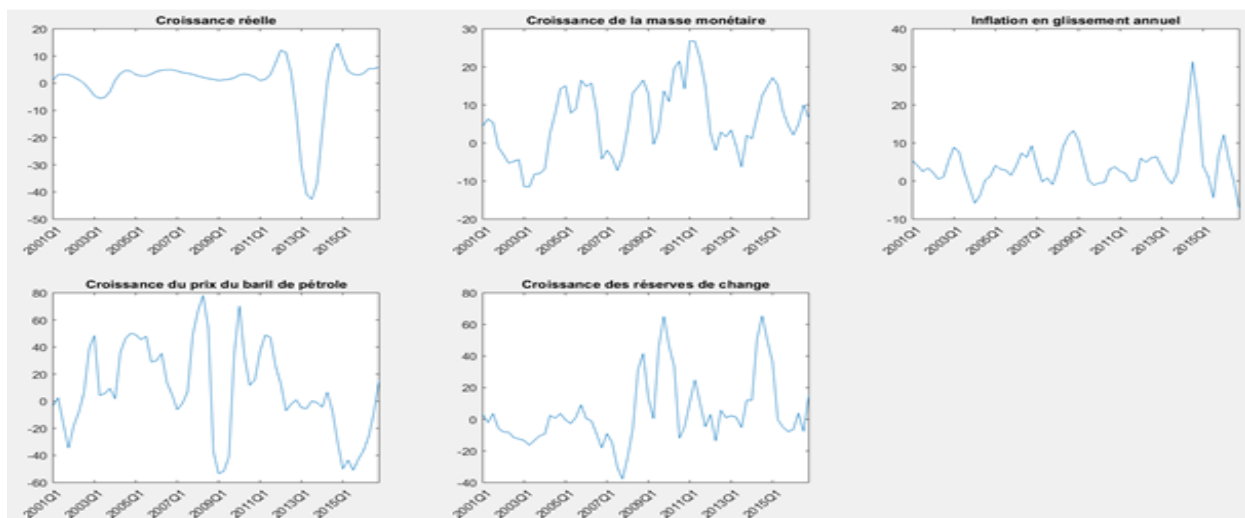
## A/ Représentations graphiques des variables d'intérêt

**Figure 1 : Evolution de certaines variables macroéconomiques du Cameroun**



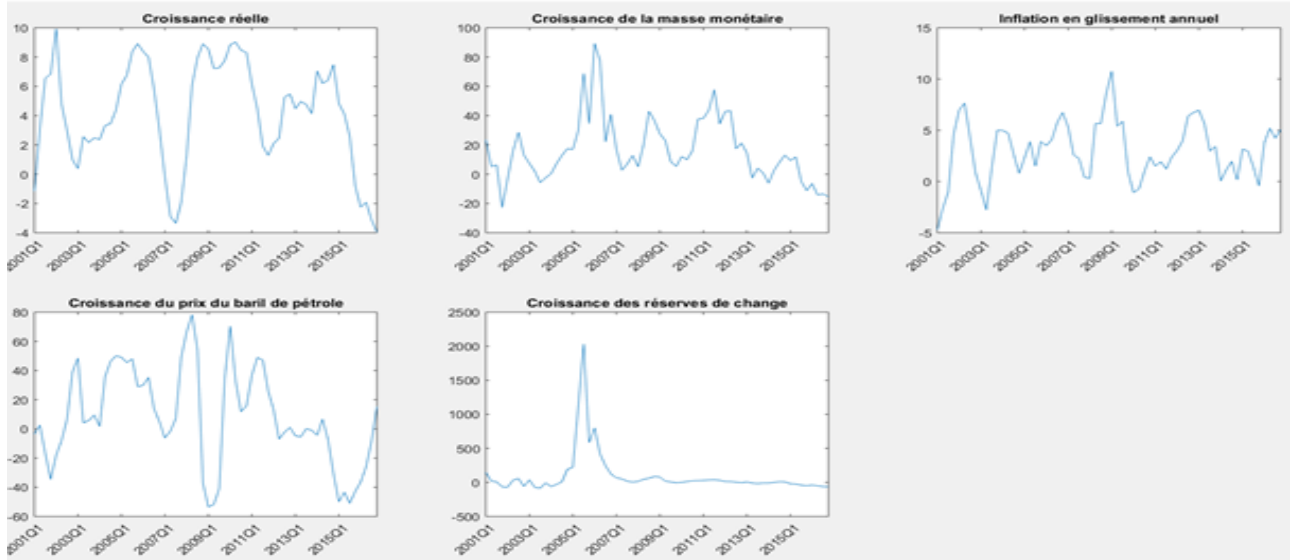
Source : BEAC

**Figure 2 : Evolution de certaines variables macroéconomiques de la Centrafrique**



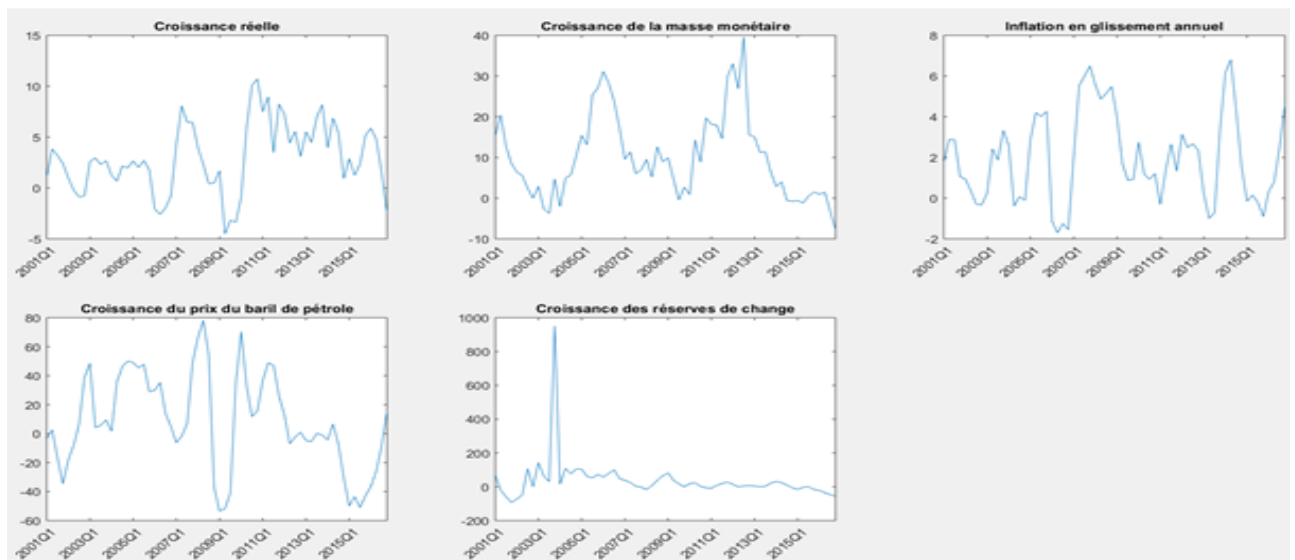
Source : BEAC

**Figure 1 : Evolution de certaines variables macroéconomiques du Congo**



Source : BEAC

**Figure 2 : Evolution de certaines variables macroéconomiques du Gabon**



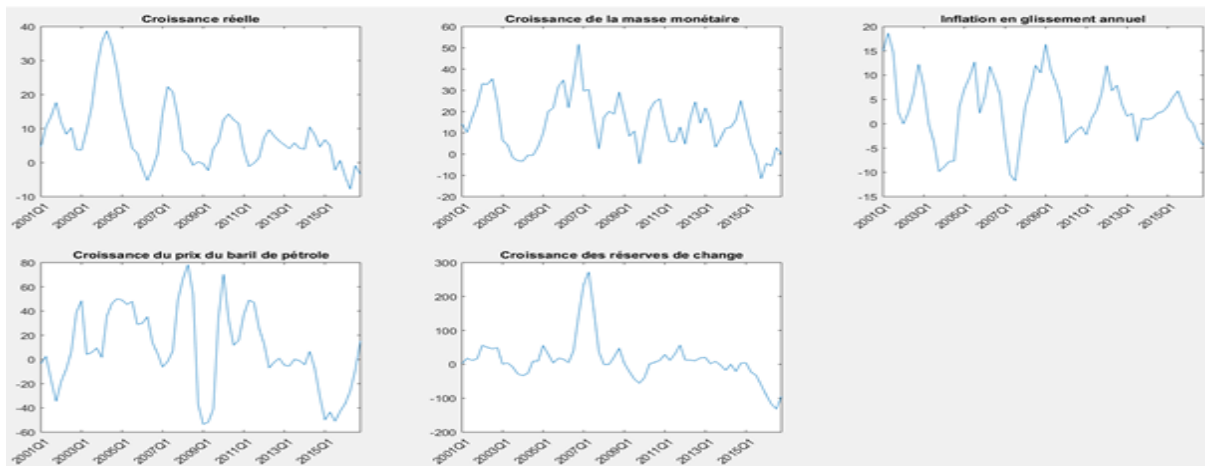
Source : BEAC

**Figure 1 : Evolution de certaines variables macroéconomiques de Guinée Equatoriale**



Source : BEAC

**Figure 2 : Evolution de certaines variables macroéconomiques du Tchad**



Source : BEAC



B/ Valeurs des RMSE des modèles à retards optimaux

**Tableau 11 : RMSE des modèles s'agissant de la croissance économique au Cameroun**

Horizon	ar_g	var_g1	var_g2	var_g3	var_g4	var_g5	var_g6	var_g7	bvar1_g1	bvar1_g2	bvar1_g3	bvar1_g4	bvar1_g5	bvar1_g6	bvar1_g7	bvar2_g1	bvar2_g2	bvar2_g3	bvar2_g4	bvar2_g5	bvar2_g6	bvar2_g7
1	1,30	2,69	2,09	2,57	2,11	1,77	2,97	3,47	2,33	3,42	2,17	2,39	1,92	1,85	2,84	4,65	3,64	3,02	2,59	2,72	2,69	7,12
2	2,91	1,78	1,93	2,71	1,69	1,84	2,68	3,13	2,49	3,49	2,36	2,40	1,82	2,15	3,60	7,99	3,19	2,82	2,71	4,94	2,19	5,12
3	3,33	2,19	2,14	3,42	2,46	3,07	2,44	3,22	1,73	6,03	2,62	2,50	2,12	3,39	2,73	5,24	2,43	4,86	1,58	2,58	3,46	2,88
4	2,34	3,45	2,18	2,72	1,95	3,57	2,63	2,94	3,28	2,56	2,95	1,84	2,12	2,85	2,02	4,40	2,07	5,95	3,66	2,87	3,00	4,43
5	3,50	2,60	1,65	2,51	2,27	2,94	3,03	2,08	2,46	2,04	3,25	1,81	2,63	2,72	1,90	7,09	4,07	2,82	3,36	2,12	3,11	2,97
6	1,45	2,07	1,94	2,04	3,53	2,46	2,28	2,78	3,35	4,46	2,34	2,52	2,40	2,09	3,66	2,50	1,59	1,86	2,22	3,95	3,08	2,44
7	2,13	2,47	1,60	4,30	1,68	3,56	2,24	2,06	2,94	3,45	2,89	1,51	1,51	1,99	3,26	3,70	3,56	1,43	2,03	3,21	2,63	3,68
8	2,24	2,88	1,94	2,04	3,11	2,68	2,08	2,57	2,96	3,06	2,70	2,14	2,54	0,99	2,49	5,38	3,80	3,36	3,40	3,03	2,02	1,73
Médiane	2,29	2,53	1,94	2,64	2,19	2,81	2,53	2,86	2,71	3,43	2,66	2,27	2,12	2,12	2,78	4,95	3,37	2,92	2,65	2,95	2,84	3,33

**Tableau 12 : RMSE des modèles s'agissant de l'inflation au Cameroun**

Horizon	ar_i	var_i1	var_i2	var_i3	var_i4	var_i5	var_i6	var_i7	bvar1_i1	bvar1_i2	bvar1_i3	bvar1_i4	bvar1_i5	bvar1_i6	bvar1_i7	bvar2_i1	bvar2_i2	bvar2_i3	bvar2_i4	bvar2_i5	bvar2_i6	bvar2_i7
1	3,09	2,24	2,14	1,89	2,67	3,09	1,24	2,14	3,43	1,31	1,98	2,38	1,14	1,64	1,97	4,67	1,95	1,81	1,93	1,84	0,97	5,10
2	1,05	3,20	1,55	1,29	3,48	3,46	2,55	3,38	2,44	1,85	2,38	2,24	1,28	2,71	2,13	3,43	4,41	2,21	1,64	1,89	1,80	4,26
3	1,35	2,73	2,24	2,46	3,55	2,76	2,00	2,15	3,90	1,73	3,95	3,16	1,82	2,47	1,99	3,14	2,55	2,37	1,40	3,96	1,49	2,65
4	2,02	2,60	2,75	2,41	3,30	2,68	2,00	3,17	2,88	4,31	3,10	2,83	2,01	2,82	2,97	4,18	2,69	1,65	2,19	2,17	1,05	4,63
5	1,20	4,93	3,18	2,21	3,84	1,44	1,86	1,33	2,88	2,21	1,70	2,63	1,75	1,30	2,24	2,81	3,71	2,35	1,01	1,18	1,21	5,97
6	0,92	1,57	3,46	2,25	2,92	1,35	1,69	1,20	4,83	2,47	2,57	1,96	2,83	1,46	1,96	4,12	3,80	0,76	1,46	2,46	1,11	3,47
7	1,43	3,20	2,62	1,62	2,91	2,61	1,26	1,09	3,89	1,73	3,25	1,74	1,73	1,82	1,54	3,83	2,00	1,72	1,25	2,56	1,95	4,76
8	0,47	4,15	2,77	2,07	3,55	2,23	1,09	1,27	3,22	1,86	4,15	2,30	1,61	4,26	2,07	4,58	2,77	3,35	0,83	1,08	1,19	6,07
Médiane	1,27	2,96	2,69	2,14	3,39	2,64	1,77	1,73	3,33	1,86	2,84	2,34	1,74	2,15	2,03	3,97	2,73	2,01	1,43	2,03	1,20	4,70

**Tableau 13 : RMSE des modèles s'agissant de la croissance économique en Centrafrique**

Horizon	ar_g	var_g1	var_g2	var_g4	var_g7	bvar1_g1	bvar1_g2	bvar1_g4	bvar1_g7	bvar2_g1	bvar2_g2	bvar2_g4	bvar2_g7
1	5,31	7,25	3,95	3,22	6,43	2,87	3,38	3,25	3,75	8,68	8,26	9,31	8,31
2	5,79	3,24	3,00	4,18	7,90	6,21	2,88	3,98	2,80	7,20	7,67	8,14	8,28
3	2,58	3,80	5,11	4,81	6,05	4,54	6,34	4,18	3,71	6,35	11,12	5,69	7,12
4	2,60	3,87	5,69	5,07	4,33	5,43	5,23	2,46	1,90	6,43	9,42	4,10	7,55
5	3,13	3,77	6,55	7,70	4,27	5,78	4,27	4,76	3,00	6,20	6,13	12,34	8,97
6	8,44	3,74	6,43	7,20	9,07	4,90	4,81	0,96	3,85	5,44	5,16	8,25	7,85
7	5,15	2,42	5,69	5,70	6,76	4,03	2,97	1,32	2,22	4,74	6,38	5,28	6,26
8	3,85	5,52	3,11	4,62	8,66	6,25	2,26	3,22	3,18	6,85	8,88	4,39	5,16
Médiane	4,50	3,79	5,40	4,94	6,59	5,17	3,83	3,23	3,09	6,39	7,97	6,92	7,70

**Tableau 14 : RMSE des modèles s'agissant de l'inflation en Centrafrique**

Horizon	ar_i	var_i1	var_i2	var_i4	var_i7	bvar1_i1	bvar1_i2	bvar1_i4	bvar1_i7	bvar2_i1	bvar2_i2	bvar2_i4	bvar2_i7
1	11,69	5,62	5,49	9,69	9,17	8,59	10,76	8,26	6,58	11,35	6,09	8,82	7,39
2	7,99	6,20	6,20	7,60	8,08	8,80	9,60	5,39	6,44	8,16	5,50	8,41	6,11
3	5,24	6,12	8,31	6,94	6,85	6,06	16,77	5,38	4,64	9,32	7,27	5,83	5,20
4	7,56	8,33	10,13	11,91	5,92	6,66	13,16	11,17	5,60	15,40	5,02	8,86	5,99
5	7,30	8,81	9,06	11,80	11,94	5,76	13,44	13,17	6,35	13,78	7,05	8,80	3,86
6	8,54	3,76	9,03	7,72	8,04	7,43	14,79	6,34	3,83	11,00	6,64	7,17	10,11
7	7,39	5,63	5,30	4,52	10,00	2,98	13,16	8,85	9,77	14,39	4,89	6,97	7,30
8	7,27	7,67	2,86	6,05	10,56	3,70	11,54	15,49	11,31	13,65	3,32	3,66	7,16
Médiane	7,47	6,16	7,25	7,66	8,62	6,36	13,16	8,55	6,40	12,50	5,80	7,79	6,63









**Tableau 32 : RMSE des modèles à 4 retards s'agissant de l'inflation en Guinée Equatoriale**

Horizon	ar_j	var_j1	var_j2	var_j3	var_j4	var_j5	var_j6	var_j7	bvar1_j1	bvar1_j2	bvar1_j3	bvar1_j4	bvar1_j5	bvar1_j6	bvar1_j7	bvar2_j1	bvar2_j2	bvar2_j3	bvar2_j4	bvar2_j5	bvar2_j6	bvar2_j7
1	1,78	1,30	1,64	1,87	1,37	1,38	3,18	1,35	2,25	4,01	1,95	1,97	2,35	1,48	0,90	1,73	2,72	1,81	1,78	1,96	4,52	1,36
2	1,48	2,46	2,19	1,48	3,97	1,45	3,08	2,39	1,64	2,82	2,11	1,31	1,91	1,79	1,63	4,33	1,36	3,09	1,43	2,68	3,08	1,91
3	1,49	1,23	4,54	1,02	2,40	1,17	3,68	3,47	1,56	2,64	3,61	1,24	1,74	1,28	2,74	1,79	1,35	2,38	2,04	3,30	2,63	1,63
4	2,65	1,31	3,33	2,46	1,65	2,06	4,31	1,90	1,62	3,18	2,34	2,01	1,58	1,48	1,99	1,63	1,11	2,80	2,42	1,30	3,04	2,39
5	2,53	1,38	2,32	1,92	3,02	1,63	4,14	2,69	2,37	4,09	2,51	1,41	1,79	1,02	2,17	1,50	1,62	3,67	2,11	0,89	3,98	0,64
6	3,36	1,26	1,48	2,41	2,10	3,02	4,10	2,74	1,84	2,38	3,86	1,45	1,90	3,22	3,58	1,37	1,46	4,72	2,86	1,37	1,94	1,79
7	2,35	1,26	2,82	2,83	2,13	2,98	4,36	2,41	1,97	3,46	3,40	1,70	2,23	0,90	2,30	2,40	1,58	2,52	3,36	1,36	2,25	1,54
8	2,90	0,81	1,36	2,80	2,35	1,98	3,98	2,22	1,91	4,19	4,24	1,59	2,30	1,04	2,01	2,04	1,23	3,31	1,33	1,34	2,24	1,38
Médiane	2,44	1,28	2,25	2,17	2,24	1,80	4,04	2,40	1,87	3,32	2,95	1,52	1,91	1,38	2,09	1,76	1,41	2,95	2,07	1,36	2,83	1,59

**Tableau 33 : RMSE des modèles à 4 retards s'agissant de la croissance économique au Tchad**

Horizon	ar_g	var_g1	var_g2	var_g3	var_g4	var_g5	var_g6	var_g7	bvar1_g1	bvar1_g2	bvar1_g3	bvar1_g4	bvar1_g5	bvar1_g6	bvar1_g7	bvar2_g1	bvar2_g2	bvar2_g3	bvar2_g4	bvar2_g5	bvar2_g6	bvar2_g7
1	6,01	4,27	6,25	15,93	7,50	11,73	12,09	9,29	5,56	4,25	12,02	7,14	8,74	6,05	8,74	9,05	15,98	16,62	8,78	14,39	16,17	7,91
2	7,81	9,47	11,17	16,39	12,28	4,44	4,36	9,50	13,28	5,61	8,25	7,64	5,06	9,68	12,40	4,84	5,98	14,94	12,24	11,10	9,91	6,94
3	11,68	13,81	8,52	10,61	10,90	9,43	4,63	10,95	10,44	8,41	14,22	9,62	7,08	6,05	14,62	5,90	12,98	16,56	7,42	15,07	10,30	9,59
4	12,97	12,60	8,10	8,30	14,53	5,07	6,35	11,45	15,00	11,55	7,37	7,18	10,29	6,64	15,73	6,21	13,31	12,64	7,90	11,04	6,81	5,72
5	15,78	17,11	5,03	12,64	13,53	20,32	7,86	6,49	19,11	7,08	6,96	5,21	6,75	11,89	10,08	6,52	12,94	14,72	10,41	14,35	7,33	6,86
6	18,38	14,42	11,47	10,18	17,03	11,27	9,96	12,63	14,89	13,10	5,26	6,97	6,42	12,41	8,28	3,55	14,72	16,43	7,63	7,42	8,39	4,98
7	16,77	16,41	9,95	7,17	14,89	10,59	12,12	14,73	17,90	14,53	6,94	9,04	9,68	14,73	14,63	3,91	16,54	11,05	7,04	12,50	6,22	3,20
8	18,00	20,00	4,05	7,32	11,59	13,34	12,87	15,42	16,11	15,73	10,42	7,14	7,20	17,41	14,55	4,56	12,14	14,45	8,22	13,42	11,09	10,99
Médiane	14,37	14,12	8,31	10,39	12,91	10,93	8,91	11,20	14,85	9,98	7,81	7,16	7,14	10,79	13,48	5,37	13,15	14,83	8,06	12,96	9,15	6,90

**Tableau 34 : RMSE des modèles à 4 retards s'agissant de l'inflation au Tchad**

Horizon	ar_i	var_i1	var_i2	var_i3	var_i4	var_i5	var_i6	var_i7	bvar1_i1	bvar1_i2	bvar1_i3	bvar1_i4	bvar1_i5	bvar1_i6	bvar1_i7	bvar2_i1	bvar2_i2	bvar2_i3	bvar2_i4	bvar2_i5	bvar2_i6	bvar2_i7
1	5,02	3,45	6,01	11,25	6,40	5,70	6,84	10,54	5,73	4,85	10,77	6,49	10,44	12,84	9,16	6,96	4,85	12,04	6,14	5,41	9,23	8,28
2	5,77	7,38	10,06	10,02	7,61	7,14	4,60	7,56	7,89	4,61	8,61	4,73	12,12	12,17	11,14	4,85	5,52	16,61	10,66	7,03	5,34	6,72
3	7,03	6,22	6,99	6,16	4,80	7,47	4,94	7,58	6,45	4,60	13,12	7,12	7,16	7,42	15,87	8,11	9,47	15,87	7,22	9,80	4,82	7,53
4	6,16	4,30	6,88	9,47	5,48	6,60	5,07	5,99	6,24	7,38	6,20	8,57	8,66	12,61	14,75	5,68	8,15	14,14	6,91	4,59	4,80	8,14
5	7,71	5,61	9,90	9,18	4,44	11,72	8,37	10,67	6,68	13,94	5,74	6,43	9,71	10,49	11,25	4,99	7,99	21,83	10,49	4,46	8,16	7,53
6	6,47	5,41	14,00	7,64	4,75	9,36	9,11	9,38	9,23	6,47	10,35	6,48	9,35	9,89	14,19	4,80	11,09	22,98	6,72	3,54	8,70	9,04
7	4,85	2,98	7,17	10,37	5,12	8,62	8,52	5,98	7,31	8,23	10,10	8,47	8,54	9,54	15,83	4,44	6,99	11,85	3,96	2,79	6,36	8,74
8	7,51	9,39	8,67	9,11	6,77	8,41	6,62	4,90	7,05	2,42	5,00	6,93	10,76	6,52	14,72	3,99	6,37	18,96	4,23	4,17	7,75	8,54
Médiane	6,32	5,51	7,92	9,33	5,31	7,94	6,73	7,57	6,86	5,66	9,35	6,71	9,33	10,19	14,45	4,89	7,48	16,24	6,81	4,53	7,06	8,21