



Estimation empirique des courbes « OG-DG » de l'économie camerounaise depuis 2001

Nelida A. CHUMO MATA et Evrard Ulrich MOUNKALA

BOP N°02/20

Les idées et opinions présentées dans cette étude sont celles des auteurs et ne reflètent pas nécessairement la position officielle de la Banque des Etats de l'Afrique Centrale (BEAC) ou de toute autre institution rattachée.

Estimation empirique des courbes “OG-DG” de l’économie camerounaise depuis 2001

Nelida A. Chumo Mata, chumo@beac.int & Evrard Ulrich H. Mounkala, mounkala@beac.int

2019-09-24

Résumé

Ce papier implémente la méthodologie de Gamber (1996) pour construire empiriquement un modèle “OG-DG” destiné à l’analyse des fluctuations macroéconomiques de court terme au Cameroun, en vue de renforcer le dispositif analytique de la politique monétaire de la BEAC. Le modèle ainsi dérivé met en évidence des courbes “OG” et “DG” avec respectivement une pente positive et une pente négative conformément à la théorie économique. De plus, ce modèle réplique suffisamment les trois faits stylisés précisés en économie pour le Cameroun, à savoir la pertinence des chocs d’offre dans l’explication des fluctuations du cycle des affaires, et les caractères procyclique et contracyclique des mouvements des prix en réponse respectivement aux chocs de demande et aux chocs d’offre.

Mots clés : Fluctuations macroéconomiques, offre globale-demande globale, analyse conjoncturelle, VAR structurel.

Abstract

In this paper we implement Gamber’s (1996) methodology to construct an empirical “OG-DG” model for short-term macroeconomic fluctuations analysis in Cameroon, in order to strengthen BEAC’s monetary policy analytical framework. The derived model shows “OG” and “DG” curves with coherent slopes as described in economic theory. Moreover, our model sufficiently replicates the three stylized facts specified in economics for Cameroon, namely the relevance of supply shocks in the explanation of short-term fluctuations of the real business cycle (RBC), and the pro-cyclical and counter-cyclical characteristics of price movements respectively induced in response to demand shocks and supply shocks.

Keywords : Macroeconomic fluctuations, aggregate supply- aggregate demand, business cycle analysis, structural VAR.

Classification JEL : C32, E12, E32.

Mme Chumo Mata, *Auteur*, est Adjointe au Directeur de la Stabilité Financière, des Activités Bancaires et du Financement des Economies (DSFABFE) au siège de la BEAC.

M. Mounkala, *Auteur correspondant*, est Adjoint au Directeur des Etudes, de la Recherche et des Statistiques (DERS) au siège de la BEAC.

“Macroeconomics has progressed beyond the stage of searching for a theory to the stage of deriving the implications of theory. In this way, macroeconomics has become like the natural sciences. Unlike the natural sciences, though, macroeconomics involves people making decisions based upon what they think will happen, and what will happen depends upon what decisions they make. This means that the concept of equilibrium must be dynamic, and - as we shall see - this dynamism is at the core of modern macroeconomics.”

Edward C. Prescott, Prize lecture, December 8, 2004.

1 Contexte et justification

Si l'analyse conjoncturelle est l'étude des mouvements de l'économie sur le court terme, sa mise en œuvre requiert des indicateurs et outils assez pointus. L'un d'eux, parmi les plus connus dans les manuels de macroéconomie, est le modèle “Offre globale - Demande globale” (OG-DG). Au plan théorique, ce modèle est très bien documenté et expliqué. En effet, mobilisant une version simple du modèle OG-DG dans le courant Neokeynésien, Benigno (2015) relève que celui-ci est pertinent pour les banques centrales modernes qui ciblent le taux d'intérêt nominal de court terme au lieu d'un agrégat de l'offre de monnaie, et permet d'analyser l'impact économique des chocs de productivité et de markup notamment. Au plan empirique en revanche, son élaboration n'est pas une tâche aisée, ce qui a pour conséquence entre autres sa non présentation explicite par les conjoncturistes dans leur analyse statistique des fluctuations, se contentant d'en mobiliser uniquement les conclusions théoriques. Pourtant remarque Ponty¹, en se fondant sur la connaissance des séries temporelles et leur traitement pour l'économie, cette dernière vise à en dégager les composantes cyclique et tendancielle d'une part, et de quantifier l'importance relative des chocs de court et de long terme qui l'affecte d'autre part. Sorensen & Whitta-Jacobsen (2010) précisent à ce propos que le modèle OG-DG permet d'investiguer les causes des fluctuations dans l'activité économique, lesquelles peuvent être à leur tour perçues comme les réactions de l'économie aux différents chocs qui affectent les courbes d'offre et de demande agrégées. Dans la même veine, Bashar (2012) souligne la nécessité d'identifier les différents chocs qui affectent une économie et d'en analyser les effets, afin de bien élaborer et mettre en œuvre des politiques macroéconomiques appropriées.

Au mieux de notre connaissance, le deuxième volet de l'analyse statistique des fluctuations de court terme à partir de l'identification et la quantification des chocs de court terme n'est pas formellement implémenté à la BEAC pour l'analyse conjoncturelle des économies de ses Etats membres. Or, celle-ci est fondamentale pour apprécier les différentes phases du cycle économique dans le temps. Bashar (2012) note par exemple à ce propos qu'une récession tire généralement ses origines dans un choc adverse de demande agrégée, et sa persistance dépend fondamentalement de la manière dont les chocs de demande affectent l'économie. La reprise économique sera assez rapide, même en l'absence de politique macroéconomique de gestion de la demande, si quoique n'affectant pas le côté offre agrégée de l'économie, le choc de demande globale impacte néanmoins de façon transitoire les niveaux d'output et de chômage. Enfin conclut-il, les effets d'une récession pourraient toutefois persister à long terme, si les chocs de demande initiale se propagent et engendrent des perturbations aléatoires du côté de l'offre globale et influencent alors indirectement la courbe OG de long terme. Ainsi, dans le champ de l'analyse conjoncturelle, l'objectif de cet article est de proposer comme cadre empirique formel à l'analyse statistique des fluctuations de court terme, un modèle OG-DG pour l'économie du Cameroun² sur les données trimestrielles de la période 2001Q1-2018Q2. Le choix de celle-ci tient au fait qu'elle est la plus diversifiée de la CEMAC, mais aussi celle ayant connu le plus de stabilité relative comparativement aux autres Etats membres. Il convient de souligner que l'analyse du modèle OG-DG à court terme met en relation l'output et le niveau général des prix. Cependant, en accord avec Villieu (2004) qui souligne qu'il paraît plus pédagogique de représenter l'équilibre OG-DG en fonction de l'inflation, le parti est pris dans ce papier de proposer un modèle “OG-DG” mettant aux prises les taux d'inflation et de croissance.

1. Ponty Nicolas, “Analyse conjoncturelle et analyse statistique des fluctuations”, disponible à l'adresse www.izf.net/upload/Institutions/Situation/zone_franc/Docs/Analyse_conjonct_stat_fluctu.PDF, consultée le 12 juin 2019 à 16 :46 TU+1.

2. Cette démarche sera plus tard étendue aux autres Etats membres de la CEMAC afin d'étoffer le dispositif d'analyse conjoncturelle de la BEAC dans l'Union Monétaire de l'Afrique Centrale.

Pour ce faire, notre démarche s'inspire essentiellement de l'approche développée par Gamber (1996) qui estime des courbes d'offre et de demande agrégées de court terme pour l'économie américaine dans la période d'après Guerres, en utilisant un modèle VAR structurel dans la lignée de Blanchard & Quah (1989). Dans son travail, Gamber étend la contribution de Blanchard & Quah³ en investiguant la mesure dans laquelle les chocs d'offre et de demande dérivés suivant la décomposition des auteurs éponymes correspondent aux chocs de même types observés historiquement, puis en testant la stabilité de la pente de la courbe d'offre agrégée de court terme⁴.

La validation du cadre empirique à dériver dans cette étude passe par l'analyse des trois faits stylisés pointés par Gamber (1996), à savoir : (i) les prix sont acycliques ou contracycliques, traduisant le fait que les chocs d'offre agrégée peuvent jouer un rôle dans les fluctuations du cycle des affaires ainsi que l'ont souligné Kydland & Prescott (1990) et Wolf (1991), (ii) les mouvements des prix induits par la demande agrégée sont procycliques, alors que (iii) les mouvements des prix induits par l'offre agrégée sont plutôt contracycliques. A titre de rappel, après avoir supposé que les chocs de demande agrégée n'ont pas d'impact à long terme sur l'output réel, Gamber met empiriquement en évidence, dans le cas de l'économie américaine, que le manque de cyclicité dans le niveau des prix est le résultat de la génération des fluctuations du cycle des affaires par les chocs d'offre et de demande. Il trouve également que la pente de la courbe d'offre agrégée de court terme n'est pas stable sur la période sous revue. Dans la même veine, Sorensen & Whitta-Jacobsen (2010) notent que d'un point de vue empirique justement, un modèle OG-DG serait jugé satisfaisant pour l'explication du cycle des affaires s'il est capable de répliquer les fluctuations récurrentes observées dans l'output et l'inflation. Notre travail consiste ainsi à examiner la validité des faits stylisés évoqués supra dans le cas de l'économie camerounaise au moyen d'un modèle OG-DG empirique.

Aux fins des investigations à mener dans cette étude, la suite du papier présente dans la première section une revue succincte de la littérature. La deuxième section décrit la démarche méthodologique utilisée pour la dérivation des courbes OG et DG de court terme, alors que la troisième section est consacrée à l'examen des données, l'implémentation des tests statistiques de non validité des faits stylisés à la lumière des chocs ayant historiquement affecté l'économie camerounaise. La dernière section enfin dresse un bilan des analyses menées et conclut ce papier.

2 Revue succincte de la littérature

Au début des années 80, la littérature économique⁵ aborde la question de l'analyse statistique des fluctuations de court terme au moyen de la décomposition des séries temporelles du PIB réel en composantes tendancielle déterministe et cyclique avec la contribution séminale de Beveridge & Nelson (1981). Ne pouvant sous-tendre la pertinence d'un trend linéaire déterministe dans les séries macroéconomiques, Nelson & Plosser (1982) ont plutôt relevé la présence d'une racine unitaire dans la plupart de ces séries, indiquant ainsi que la composante tendancielle observée dans celles-ci est un trend stochastique, *i.e.* résultant de la somme cumulée de plusieurs chocs aléatoires dans le processus générateur de données de chaque série. Ce trend stochastique est mis en évidence à partir de tests de racine unitaire, et la décomposition est opérée avec des techniques de modélisation univariée de types *ARIMA*, des filtres et des lissages. Le principal inconvénient de ces approches univariées est l'impossibilité d'identifier, dans l'accumulation des facteurs aléatoires, la nature des différents chocs. De plus, citant Stock & Watson (1988), Gamber (1996) rapporte que l'hypothèse de base de ces approches considère que les chocs permanents et les chocs transitoires sont soit parfaitement corrélés, c'est le cas avec la décomposition de Beveridge & Nelson (1981), soit orthogonaux, ainsi que le postule Watson (1986), sans pour autant démêler ceux-ci dans leurs contributions respectives aux fluctuations de court terme.

3. A la différence de ces auteurs, Gamber (1996) utilise les séries de l'output et des prix au lieu du chômage et des prix.

4. La théorie économique contemporaine souligne évidemment la verticalité de la courbe d'offre agrégée de long terme.

5. Une direction différente de la littérature dans l'analyse économique des fluctuations a été impulsée par Kydland & Prescott (1982) avec la théorie des cycles réels (*Real Business Cycle Theory*), dans le courant de la Nouvelle Economie Classique (NEC). A travers leur modèle, ils montrent que les phases d'expansion et de récession économiques sont le résultat des réponses de l'économie à des chocs purement exogènes, et concluent que les cycles économiques sont induits par des fluctuations aléatoires du niveau de productivité ou des chocs technologiques. Cette direction de la théorie ne s'inscrivant pas dans le cadre de l'exploitation exclusive des propriétés des séries temporelles, elle ne fait pas partie de l'analyse statistique des fluctuations économiques dans le sens abordé par Gamber (1996). En conséquence, elle ne sera pas explorée davantage dans cette étude.

Etant donné que l'analyse statistique des fluctuations à partir d'un modèle "OG-DG" dans sa forme standard met en relation l'output réel et le niveau des prix, la littérature a été étendue aux approches multivariées pour décomposer assez finement les chocs permanents et transitoires affectant l'économie et quantifier leur importance dans l'explication des fluctuations de court terme. Ces alternatives aux approches univariées tablent sur l'imposition de restrictions identifiantes sur les réponses impulsionnelles d'un modèle VAR. C'est le cas notamment de l'hypothèse de la verticalité de la courbe d'offre de travail à long terme avec Shapiro & Watson (1988), d'absence d'impact à long terme des chocs de demande agrégée sur le chômage avec Blanchard & Quah (1989), et l'output réel plutôt avec Gamber (1996). Dans la littérature économique contemporaine, le modèle Néo-Keynésien canonique, qui porte essentiellement sur une analyse des variables macroéconomiques en déviations par rapport à l'état régulier sans choc (état stationnaire) ou à l'équilibre, représente (i) l'offre globale par une courbe de Phillips (NKPC) exprimant le taux d'inflation en fonction de ses valeurs retardée et anticipée et de l'output gap, et (ii) la demande agrégée par deux équations à savoir une courbe IS intertemporelle mettant aux prises l'output gap en fonction de sa valeur passée et le taux d'intérêt réel, et une règle de politique monétaire de type "Taylor augmentée" ou une courbe LM décrivant l'égalité de l'offre et de la demande d'encaisses sur le marché de la monnaie. Cette forme canonique, qui constitue le cœur de plusieurs modèles d'analyse conjoncturelle, dont les GPM (*Global Projection Models*) et les QPM (*Quarterly Projection Models*) qu'on retrouve dans nombre de banques centrales⁶, correspond également à la forme réduite de modèles plus complexes microfondés, à savoir les DSGE (*Dynamic Stochastic General Equilibrium Models*). Ces types de modèles sont plus gros et plus gourmands en données aussi bien microéconomiques que macroéconomiques. De plus, ils ont beaucoup de paramètres, de chocs structurels et d'équations plus ou moins complexes, et nécessitent souvent des équipes multidisciplinaires importantes et expérimentées dans divers domaines⁷ pour leur conception, leur implémentation au moyen de techniques bayésiennes avec l'identification méticuleuse des distributions a priori des paramètres et des termes d'erreurs pertinentes, leur interprétation et leur maintenance.

Sous la forme canonique cependant, ces trois types de modèles sont moins gros et moins complexes, mais ont pour principale insuffisance, l'impossibilité d'en identifier précisément les paramètres estimés qui eux-mêmes, la plupart du temps, sont des fonctions non linéaires des paramètres du modèle structurel de base. Néanmoins, sous cette forme, la littérature économique s'accorde pour souligner qu'ils peuvent être exprimés sans perte de généralité comme des modèles VAR structurels (SVAR), permettant ainsi au conjoncturiste, malgré l'impossibilité invoquée précédemment, de mener l'analyse statistique des fluctuations de court terme. Les modèles SVAR s'accommodent bien avec la version stochastique du modèle OG-DG où, indiquent Sorensen & Whitta-Jacobsen (2010), les chocs d'offre et de demande étant des processus aléatoires exogènes, l'analyse impulsion-réponse permet de voir la mesure dans laquelle l'on est capable de reproduire les faits stylisés les plus importants du cycle des affaires. Plus spécifiquement renchérissement-ils, la flexibilité de cette modélisation permet aussi d'explorer le *paradigme de Frisch-Slutzky* qui distingue l'impulsion du mécanisme de propagation du choc. Dans cette optique, l'impulsion est définie comme un choc, i.e. un changement exogène soudain dans l'une des variables déterminant la position des courbes OG-DG (l'output ou l'inflation), qui initie un mouvement dans l'activité économique, alors que le mécanisme de propagation est un processus endogène qui transmet le choc ou impulsion à travers le système économique en une persistance des fluctuations macroéconomiques dans le temps. En d'autres termes, il reflète la structure de l'économie et détermine la manière dont-elle réagit aux chocs et combien de temps elle prend pour s'ajuster à la suite de(s) la perturbation(s) causée(s) par le choc.

Au total, fort du compromis retenu dans la littérature, et afin de mener à bien ce type d'analyse en Afrique Centrale, car ne pouvant pas au stade actuel consentir tous les efforts dans la mise en place des modèles *GPM*, *QPM* et *DSGE*, il est fait le choix d'implémenter la modélisation SVAR avec un schéma d'identification à la Blanchard & Quah (1989), pour construire un cadre empirique destiné à l'analyse statistique des fluctuations de court terme au Cameroun, à l'instar de Gamber (1996) pour l'économie américaine d'après Guerres.

6. Pour davantage d'éclairages sur ces modèles et les banques centrales qui les ont implémentés et les utilisent déjà, voir par exemple le site <http://www.douglaslaxton.org/gpm.html>.

7. Macroéconomie, microéconomie, calcul stochastique, analyse fonctionnelle, optimisation dynamique stochastique, statistique inférentielle et statistique bayésienne, programmation, économétrie des séries temporelles, informatique, calcul numérique, etc.

3 Méthode d'identification des chocs permanent et transitoire

Le point de départ de l'approche proposée par Blanchard & Quah (1989), avec le choix opéré par Gamber (1996) de prendre le log de l'output réel en lieu et place du taux de chômage, est un VAR structurel à deux variables (τ_t, π_t) , respectivement le taux de croissance du PIB réel et le taux d'inflation, dont la représentation de Wold, i.e. sous forme moyenne mobile vectorielle (VMA) d'un VAR standard est donnée telle que :

$$\begin{bmatrix} \tau_t \\ \pi_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} c_{11}(L) & c_{12}(L) \\ c_{21}(L) & c_{22}(L) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_t^\tau \\ \varepsilon_t^\pi \end{bmatrix} \quad (1)$$

où les ε désignent les innovations de moyennes nulles et de matrice de variance-covariance $\mathbb{E}(\varepsilon\varepsilon') = \Omega = (\omega_{ij})_{1 \leq i, j \leq 2}$. Par construction, la matrice des réponses impulsionnelles contemporaines, $C(0)$, est la matrice identité, \mathbb{I}_2 .

Ce système peut être réécrit sous forme compacte telle que :

$$y_t = C(L) \varepsilon_t \quad (2)$$

avec $y_t = (\tau_t, \pi_t)'$, $C(L) = [c_{ij}(L)]_{1 \leq i, j \leq 2}$ et $\varepsilon_t = (\varepsilon_t^\tau, \varepsilon_t^\pi)'$.

3.1 Identification du modèle structurel

Les innovations du modèle VAR standard n'étant pas décorrélées, donc a fortiori celles de la forme VMA_∞ , les réponses des variables endogènes aux impulsions sur les innovations ne sont pas interprétables, i.e. n'ont pas une interprétation économique pertinente. Pour palier cette insuffisance, on recherche une écriture alternative unique et équivalente du système dynamique dans (1) pour laquelle les fonctions impulsions-réponses aux chocs structurels seront interprétables au sens de la théorie économique. A cette fin, soit la représentation alternative suivante de notre système :

$$\begin{bmatrix} \tau_t \\ \pi_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_{11}(L) & a_{12}(L) \\ a_{21}(L) & a_{22}(L) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \eta_t^o \\ \eta_t^d \end{bmatrix} \quad (3)$$

telle que les innovations $\eta_t = (\eta_t^o, \eta_t^d)'$ sont orthogonales deux à deux, de matrice de variance-covariance diagonale, $\Sigma_\eta = \text{diag}(\sigma_{\eta^o}^2, \sigma_{\eta^d}^2)$, et définies par :

$$\begin{bmatrix} \eta_t^o \\ \eta_t^d \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} \varepsilon_t^\tau \\ \varepsilon_t^\pi \end{bmatrix} \quad (4)$$

Ce qui peut être réécrit sous forme compacte telle que :

$$\eta_t = A(0)^{-1} \varepsilon_t$$

où $A(0)$ désigne la matrice des effets contemporains entre le taux de croissance (τ_t) et le taux d'inflation (π_t) .

De manière analogue, le système dans l'équation (3) peut aussi être mis sous la forme compacte suivante :

$$y_t = A(L)\eta_t \quad (5)$$

Ainsi, en substituant l'expression de η_t dans l'équation (5), puis en l'identifiant membre à membre avec l'équation (3), il vient les relations suivantes aux différents retards :

$$C(j) = A(j) A(0)^{-1} \quad \text{pour } j = 1, 2, \dots$$

ou de façon équivalente :

$$A(j) = C(j) A(0) \quad \text{pour } j = 1, 2, \dots \quad (6)$$

La mise en évidence de l'équivalence entre ces deux systèmes passe par la détermination des quatre éléments de la matrice $A(0)$. On remarque que la relation entre $A(0)$ et les matrices de variance-covariance des innovations structurelles (η) et standards (ϵ) est donnée par :

$$\Sigma_{\eta} = A(0)^{-1} \Omega [A(0)^{-1}]' \iff \Omega = A(0) \Sigma_{\eta} A(0)'$$

Ce qui explicitement donne le système d'équations suivant :

$$\begin{aligned} (a_{11}^2 + a_{12}^2) \sigma_{\eta^o}^2 &= \omega_{11} \\ (a_{21}^2 + a_{22}^2) \sigma_{\eta^d}^2 &= \omega_{22} \\ (a_{11} a_{21} + a_{12} a_{22}) \sigma_{\eta^d}^2 &= \omega_{22} \end{aligned}$$

Ce système à trois (3) équations et quatre (4) inconnues à savoir a_{11} , a_{12} , a_{21} et a_{22} , est sous-identifié et admet de ce fait une infinité de solutions. Ainsi, pour que la représentation alternative du modèle SVAR soit unique, il faut que ce système soit juste identifié, et pour ce faire, il faut imposer une seule restriction identifiante à ses paramètres. C'est afin de fournir cette ultime restriction que la technique de Blanchard & Quah (1989) a été utilisée par Gamber (1996).

En désignant par η^o un choc structurel d'offre et η^d un choc structurel de demande, les deux types de chocs qui affectent l'économie, le modèle SVAR donné dans la représentation alternative s'écrit à long terme :

$$\begin{bmatrix} \tau_t \\ \pi_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_{11}(1) & a_{12}(1) \\ a_{21}(1) & a_{22}(1) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \eta_t^o \\ \eta_t^d \end{bmatrix} \quad (7)$$

Gamber (1996) fait l'hypothèse suivante sur la matrice $A(1)$ des effets à long terme : « un choc de demande (η^d) n'a pas d'impact à long terme sur l'output réel (τ) », laquelle se traduit formellement par la nullité du coefficient correspondant dans (7), à savoir $a_{12}(1) = 0$.

En prenant l'équation (6), on a $A(1) = C(1)A(0)$. En conséquence, la restriction faite par Gamber fournit alors la quatrième équation identifiante du système alternatif de façon unique, à savoir :

$$a_{11} c_{12}(1) + a_{12} c_{22}(1) = 0$$

3.2 Construction empirique des courbes "OG" et "DG" de court terme

L'estimation du modèle standard (1) et la mise en œuvre du schéma d'identification de Blanchard & Quah (1989) fournissent les matrices estimées $\hat{C}(j)$, $j \geq 0$, $\hat{A}(0)$ et $\hat{\Omega}$, ainsi que les résidus d'estimation $\hat{\epsilon}_t = (\hat{\epsilon}_t^{\tau}, \hat{\epsilon}_t^{\pi})'$. A partir de ces éléments, on détermine :

- les matrices $\hat{A}(s) = (\hat{a}_{ij})_{1 \leq i, j \leq 2}(s)$, $s \geq 1$, telles que :

$$\hat{A}(s) = \hat{C}(s) \hat{A}(0), \quad s = 1, 2, \dots$$

- les séries des chocs structurels d'offre et de demande $\hat{\eta}_t = (\hat{\eta}_t^o, \hat{\eta}_t^d)'$, telles que :

$$\hat{\eta}_t = \hat{A}(0)^{-1} \hat{\epsilon}_t, \quad t = 1, 2, \dots$$

- les séries estimées des taux de croissance ($\hat{\tau}_t^o$ et $\hat{\tau}_t^d$) et d'inflation ($\hat{\pi}_t^o, \hat{\pi}_t^d$) dus respectivement aux chocs structurels d'offre et de demande ($\hat{\eta}_t^o, \hat{\eta}_t^d$), pour $t = 1, 2, \dots$, telles que :

$$\begin{aligned}\hat{\tau}_t^o &= \sum_{j=0}^{\infty} \hat{a}_{11}(j) \hat{\eta}_{t-j}^o \\ \hat{\pi}_t^o &= \sum_{j=0}^{\infty} \hat{a}_{21}(j) \hat{\eta}_{t-j}^o \\ \hat{\tau}_t^d &= \sum_{j=0}^{\infty} \hat{a}_{12}(j) \hat{\eta}_{t-j}^d \\ \hat{\pi}_t^d &= \sum_{j=0}^{\infty} \hat{a}_{22}(j) \hat{\eta}_{t-j}^d\end{aligned}$$

Les courbes d'offre et de demande agrégée de court terme sont alors construites empiriquement à partir des modèles de régression linéaire suivants :

— **Courbe “OG” empirique de court terme :**

$$\hat{\pi}_t^o = \alpha + \beta \hat{\tau}_t^o + v_t^o, \quad \beta > 0$$

— **Courbe “DG” empirique de court terme :**

$$\hat{\pi}_t^d = \delta + \kappa \hat{\tau}_t^d + v_t^d, \quad \kappa < 0$$

où $v_t = (v_t^o, v_t^d)$ désigne les termes d'erreurs de chacune des régressions respectivement.

La courbe d'offre agrégée sera validée comme correspondant effectivement à une courbe de court terme si, en plus d'être positivement pentue, cette pente est instable, car à long terme la courbe est plutôt verticale.

La méthodologie ci-dessus, inspirée de Gamber (1996), procure ainsi à l'analyse statistique des fluctuations de court terme des chocs structurels avec une signification économique claire permettant d'en quantifier l'importance relative dans le temps. C'est ce qui est recherché pour l'affinement de l'analyse conjoncturelle à la BEAC au moyen de l'outil empirique qu'est le modèle “OG-DG”.

4 Mise en œuvre, résultats et discussion

4.1 Données utilisées et identification des PGD⁸

4.1.1 Les données utilisées

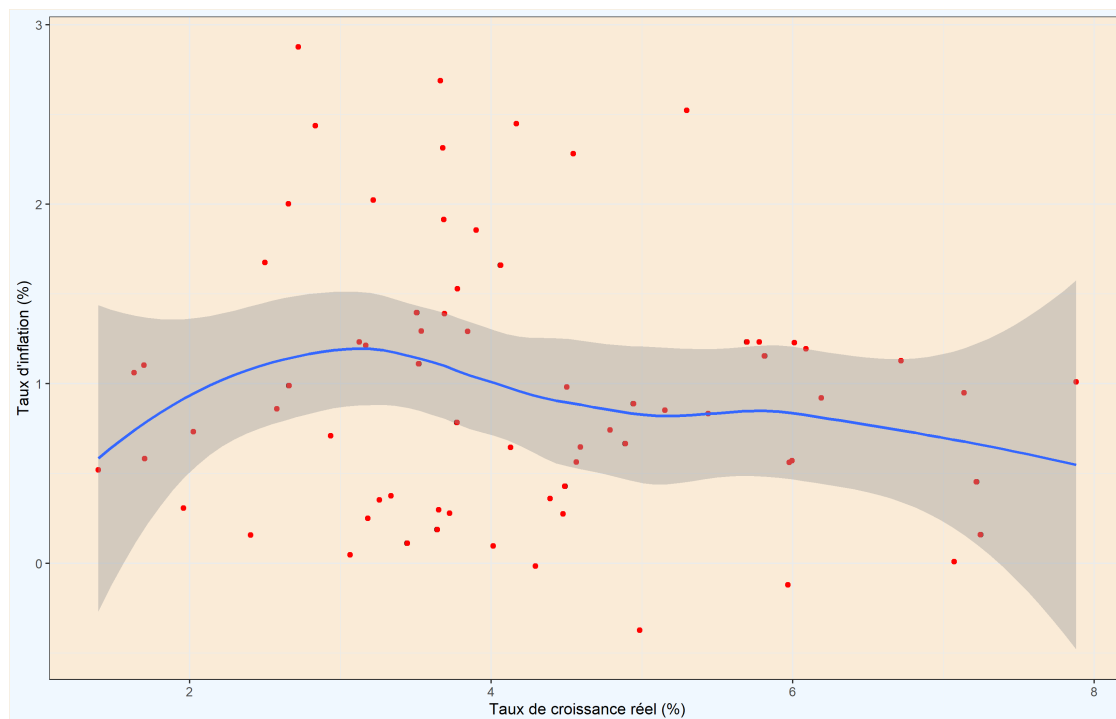
Afin de mettre en œuvre la méthodologie précédente de décomposition des chocs structurels pour l'analyse conjoncturelle de l'économie camerounaise, nous avons retenu les taux de croissance du PIB réel et d'inflation trimestrielle en glissement annuel sur la période 2001Q1-2018Q2. Le choix de cette période d'analyse est guidé notamment par le besoin de rester dans la même fenêtre temporelle que celle de l'étude réalisée par Keungne *et al.* (2016) dans la CEMAC.

La figure 1 présente la dispersion des taux de croissance et d'inflation au Cameroun au cours de la période sous revue, avec une approximation de type *LOESS* (*locally estimated scatterplot smoothing*) de la relation empirique qui existerait entre ces deux agrégats macroéconomiques, laquelle relation serait non linéaire. Au cours de cette période, l'économie camerounaise a enregistré un taux de croissance moyen de 4.2% en glissement annuel, pour un taux d'inflation moyen de 1%, dans des amplitudes respectives de 1.4% à 7.9% pour la croissance réelle, et -0.4% à 2.9% pour l'inflation.

8. Processus générateurs de données.

FIGURE 1 – Nuage de points des taux de croissance et d’inflation au Cameroun

(a) (mars 2001 - juin 2018)



L'économie camerounaise est certes un environnement d'inflation basse, mais également un espace de croissance assez faible voire molle, pour lequel les médianes des taux d'inflation et de croissance trimestriels, évaluées en glissement annuels sont respectivement de 0.9% et 3.9%, ainsi que rapportés par la table 1, pour un taux de croissance démographique annuelle de 2.7%⁹ en moyenne sur la période sous revue.

TABLE 1 – Résumés statistiques des variables d'intérêt

Variable	Min.	1st Qu.	Median	Mean	3rd Qu.	Max.	sd.
taux inflation	-0.373	0.389	0.874	0.974	1.278	2.877	0.739
taux de croissance	1.394	3.19	3.872	4.194	5.11	7.879	1.507

4.1.2 Implémentation et résultats des tests de racine unitaire

L'implémentation des tests de Dickey-Fuller augmenté (*ADF-Test*) sur ces deux séries, dans des modèles de régression avec constante et un seul retard de l'endogène retardée, renvoie des statistiques de test sous l'hypothèse nulle de racine unitaire de -3.81 pour le taux d'inflation et -4.31 pour le taux de croissance et une probabilité critique équivalente de 0.01, conduisant au rejet de cette hypothèse nulle au seuil critique de 5%. Les observations faites sur la période 2001Q1-2018Q2 suffisent pour considérer que les processus générateurs de données des taux d'inflation et de croissance au Cameroun ne sont pas affectés de marche aléatoire.

9. Données disponibles à l'adresse <https://knoema.fr/atlas/Cameroun/Accroissement-de-la-population>, consultée le 17 juin 2019 à 22 :18 TU+1.

4.2 Résultats d'estimation du modèle SVAR

Pour la spécification du modèle VAR, le nombre optimal de retards, déterminé à partir du critère d'Akaike minimum (AIC), est $p^* = 4$. Sous sa forme réduite alors, le modèle VAR(4) à estimer, pour les deux variables endogènes que sont le taux de croissance du PIB réel (τ) et le taux d'inflation (π) sur la période 2001Q1-2018Q2, s'écrit :

$$\tau_t = \tau_0 + \sum_{j=0}^4 \beta_{1i} \tau_{t-j} + \sum_{j=0}^4 \beta_{2i} \pi_{t-j} + \varepsilon_t^\tau \quad (1)$$

$$\pi_t = \pi_0 + \sum_{j=0}^4 \alpha_{1i} \tau_{t-j} + \sum_{j=0}^4 \alpha_{2i} \pi_{t-j} + \varepsilon_t^\pi \quad (2)$$

Les résultats d'estimation du modèle sont repris en annexe. La matrice de variance-covariance estimée des résidus est :

$$\hat{\Omega} = \begin{bmatrix} 0.169 & 0.061 \\ 0.061 & 1.86 \end{bmatrix}$$

La décomposition de Blanchard & Quah (1989) à l'aide de la bibliothèque *vars* de R proposée par Pfaff (2008b), fournit les matrices estimées des effets contemporains $\hat{A}(0)$ et de long terme $\hat{A}(1)$ qui permettent de construire les chocs structurels du système suivant les relations dans l'équation (6). Ces matrices estimées sont :

$$\hat{A}(0) = \begin{bmatrix} 0.38 & 0.13 \\ -0.29 & 1.28 \end{bmatrix} \quad \text{et} \quad \hat{A}(1) = \begin{bmatrix} 0.97 & 0 \\ -1.24 & 2.34 \end{bmatrix}$$

4.2.1 Fonctions impulsions-réponses et multiplicateurs dynamiques cumulés

La figure 2 présente les fonctions impulsions-réponses des taux d'inflation et de croissance du Cameroun aux chocs structurels de demande et d'offre agrégées au cours du temps. Ainsi que le prévoit la théorie économique, il est observé empiriquement pour l'économie camerounaise, qu'à court terme, un choc de demande a un impact positif¹⁰ respectivement sur le niveau général des prix et sur le PIB réel, tandis qu'un choc d'offre a un impact positif sur l'offre agrégée et un impact négatif sur la demande agrégée.

L'impact à long terme donné par les multiplicateurs dynamiques cumulés est présenté sur les graphiques de la figure 3 ci-après. Les profils de réponses cumulées sont conformes à la théorie économique à long terme, avec bien entendu un impact nul sur la croissance réelle d'un choc de demande, ainsi que voulu par la restriction imposée pour l'identification du modèle structurel. A long terme donc, les résultats obtenus rapportent qu'un choc d'offre a un impact positif permanent sur l'offre agrégée en raison d'un effet inertiel, alors que l'impact sur l'inflation de ce choc est négatif. Enfin, un choc de demande a également un impact cumulé positif sur la demande agrégée.

10. Le caractère oscillatoire amorti des réponses impulsionnelles est dû à la présence de racines négatives dans le polynôme caractéristique de la dynamique du système, ainsi que le rapporte la matrice Λ :

$$\Lambda = \begin{bmatrix} 0.7 + 0.46i & 0.65 + 0.26i & -0.39 + 0.56i & -0.26 + 0.43i \\ 0.7 - 0.46i & 0.65 - 0.26i & -0.39 - 0.56i & -0.26 - 0.43i \end{bmatrix}$$

Les modules de ces racines étant tous inférieurs à l'unité, (0.8, 0.8, 0.7, 0.7, 0.7, 0.7, 0.5, 0.5), le processus dynamique caractéristique du système est stable.

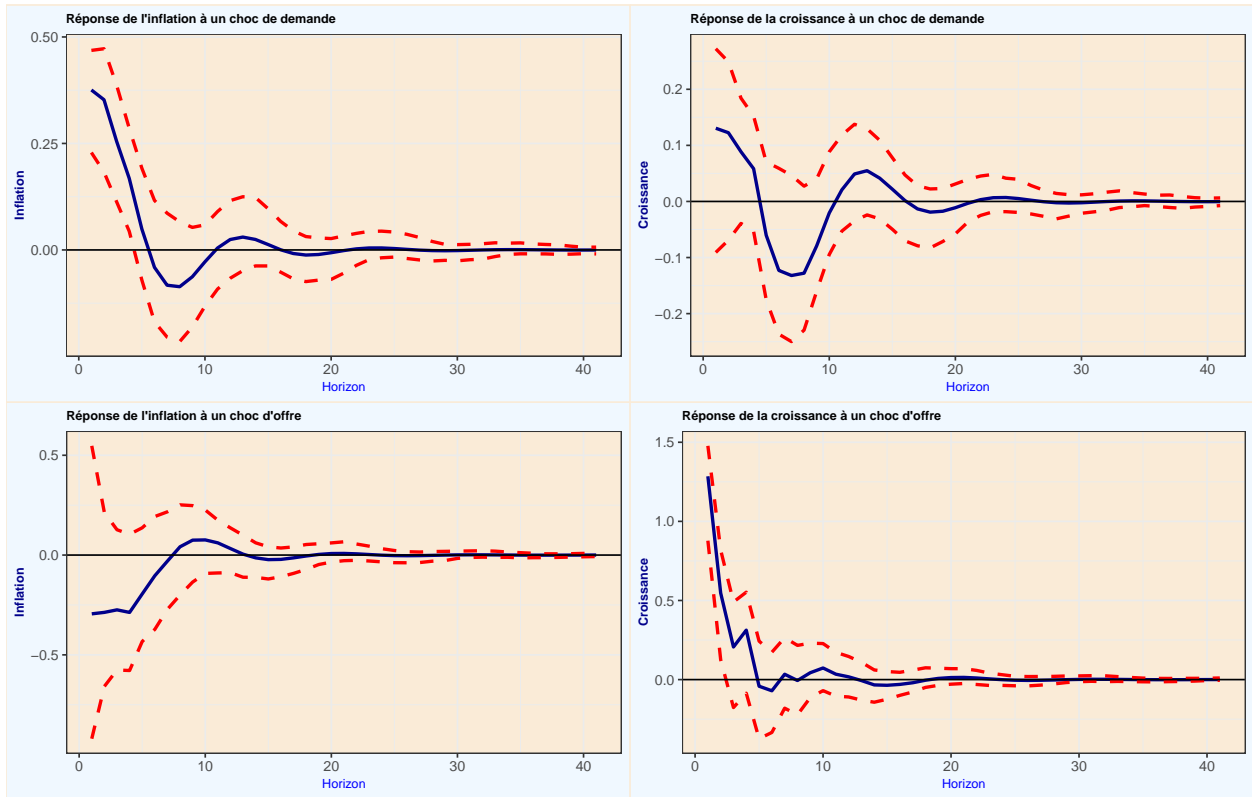


FIGURE 2 : Fonctions impulsions-réponses des variables d'intérêt aux chocs d'offre et de demande agrégées

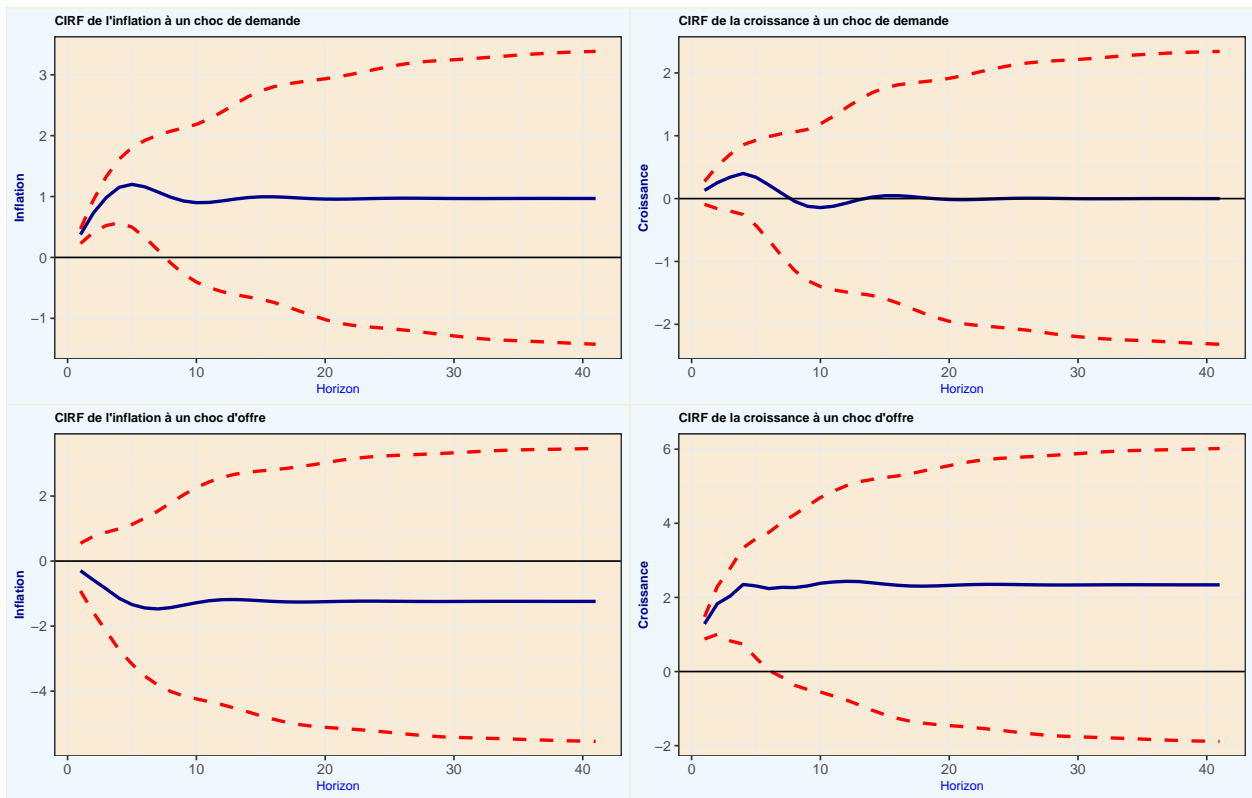


FIGURE 3 : Réponses impulsives cumulées des variables d'intérêt aux chocs d'offre et de demande agrégées

4.2.2 Analyse de la décomposition de la variance totale de l'erreur de prévision des variables d'intérêt

Le tableau 2 ci-dessous fait apparaître la contribution à la variance totale de l'erreur de prévision des taux d'inflation et de croissance liés aux innovations de demande et d'offre. Il apparaît qu'à court terme, 89% de la variabilité totale de l'inflation est due aux chocs de demande contre 11% seulement aux chocs d'offre, alors qu'elle sature autour de 22.5% à long terme, contre 77.5% du fait des chocs de demande. Pour le taux de croissance, 95% de sa variabilité à court terme est due aux chocs d'offre, contre 5% aux chocs de demande, et à long terme, la contribution des chocs d'offre à la croissance sature autour de 84% contre 16% pour les chocs de demande.

Horizon	Taux d'inflation		Taux de croissance	
	η^D	η^O	η^D	η^O
1	89.22	10.78	4.99	95.01
2	89.22	10.78	7.98	92.02
3	89.22	10.78	10.93	89.07
4	89.22	10.78	13.53	86.47
5	88.49	11.51	14.86	85.14
6	85.38	14.62	15.20	84.80
7	82.29	17.71	15.22	84.78
8	79.72	20.28	15.28	84.72
9	78.85	21.15	15.46	84.54
10	78.82	21.18	15.62	84.38
11	78.75	21.25	15.74	84.26
12	78.39	21.61	15.77	84.23

TABLE 2 – Résultats de la décomposition de la variance totale de l'erreur de prévision due aux innovations

4.3 Dérivation empirique et analyse des courbes “OG” et “DG” estimées

4.3.1 Estimation empirique des courbes “OG” et “DG”

L'estimation des courbes d'offre (OG) et de demande (DG) agrégées suivant l'approche méthodologique décrite précédemment conduit aux résultats suivants :

— **Equation de la Courbe de demande agrégée (DG)**

$$\hat{\pi}_t^d = 3.263 - 0.561 \hat{\pi}_t^d \quad R^2 = 0.309$$

Conformément à la théorie économique, la pente de la courbe de demande agrégée (DG) estimée empiriquement pour l'économie camerounaise est négative, i.e. une hausse de la demande globale, *ceteris paribus*, se traduit par une augmentation du niveau général des prix.

— **Equation de la courbe d'offre agrégée (OG)**

$$\hat{\pi}_t^o = 0.161 \hat{\pi}_t^o \quad R^2 = 0.437$$

La pente de la courbe d'offre agrégée de court terme (OG) est positive conformément à la théorie économique. En d'autres termes, en réponse à une hausse de l'offre globale, *ceteris paribus*, le niveau général des prix baisse à court terme. En revanche, cette théorie enseigne que la courbe d'offre agrégée de long terme est verticale. Par conséquent, l'on doit s'attendre au plan empirique à avoir une instabilité de la pente de cette courbe dans le temps.

Les résultats du test de Chow de stabilité de la pente de la courbe d'offre agrégée de court terme estimée pour l'économie camerounaise au cours de la période sous revue indiquent que les observations faites ne suffisent pas

à rejeter l'hypothèse nulle de stabilité de celle-ci, la probabilité critique (probabilité de rejet à tort de H_0) de la statistique de test étant strictement supérieure à 5 voire 10% ($P.value = 0.337$). Ce résultat est assez contre-intuitif au regard de la théorie économique qui retient plutôt son instabilité au cours du temps. De plus, il est à l'opposée de celui obtenu par Gamber (1996) dans le cas de l'économie des Etats-Unis dans la période d'après-guerres, où la pente de la courbe de l'offre agrégée à court terme, bien que positive, est instable au cours du temps.

— Diagramme “OG-DG” empirique

Les courbes “OG” et “DG” estimées permettent la construction du modèle “OG-DG” empirique correspondant, qui est l'outil d'analyse conjoncturelle des fluctuations de court terme recherchée dans cette étude. En projetant ces courbes sur les nuages de points des taux de croissance et d'inflation dus aux chocs d'offre et de demande agrégées respectivement, on construit le diagramme repris sur la figure 4.

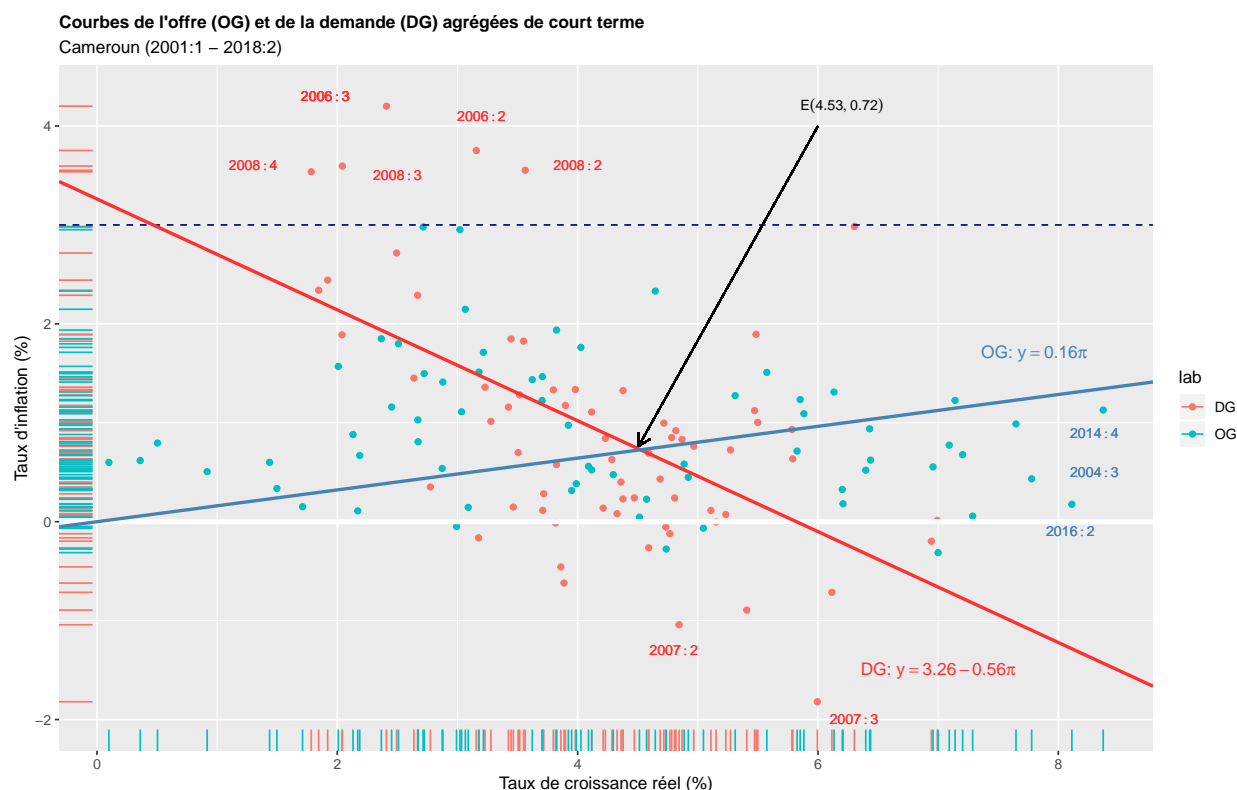


FIGURE 4 : Diagramme empirique “OG-DG” de l'économie camerounaise

A la lecture de ce diagramme, il apparaît que sur la période sous revue, les taux de croissance réel et d'inflation d'équilibre de l'économie camerounaise sont respectivement de 4.53% et 0.72%, localisés au point E. Globalement, les périodes de forte inflation (taux d'inflation trimestrielle en glissement annuel au dessus de 3%) ont été les trimestres 2 et 3 pour l'année 2006 et 2 à 4 pour l'année 2008, des évolutions attribuables essentiellement aux chocs de demande, dont en 2006¹¹ l'augmentation de 25.8% des dépenses d'équipement de l'Etat à la faveur des décaissements des fonds PPTE, et la hausse de la consommation globale consécutive à l'apurement des arriérés intérieurs et les revalorisations salariales pour certaines catégories de fonctionnaires. Pour l'année 2008, les principaux chocs de demande à l'origine de l'évolution observée ont été d'après la BEAC¹², l'élévation de 26.9% des dépenses courantes primaires imputable à la revalorisation des rémunérations des employés de l'Etat, combinée à la hausse des effectifs de l'administration publique, en réponse aux “émeutes de la faim” de février 2008.

11. D'après le *Rapport Annuel 2006 de la BEAC*, pp.59-60, disponible à l'adresse <https://www.beac.int/wp-content/uploads/2016/10/rap2006.pdf>, consultée le 2 juillet 2019 à 09 :52 TU + 1.

12. <https://www.beac.int/wp-content/uploads/2016/10/RA2008.pdf>.

Du côté de l'offre agrégée en 2014, dans un contexte de faible inflation (moins de 1% par trimestre, en glissement annuel) et de chute des cours mondiaux du pétrole brut, la croissance économique a été particulièrement tirée par des chocs d'offre avec notamment l'amélioration sensible (9.3%) de la fourniture de l'énergie électrique, dans le secteur secondaire, et la hausse de plus de 4.3% de la production agricole de cultures vivrières et des produits agricoles d'exportation ainsi que des produits de l'élevage. En 2016, l'organisation de la Coupe d'Afrique des Nations féminine (CAN) a été le principal facteur d'offre ayant le plus contribué à la croissance réelle de l'économie, selon l'INS-Cameroun¹³, dont l'impact a été l'embellie de l'activité dans le secteur tertiaire, avec les branches "commerce, restaurants et hôtels", "transports" et "information et télécommunications", entre autres.

En somme, il peut être noté que le diagramme "OG-DG" ci-dessus montre des courbes "OG" et "DG" de court terme de pentes respectives conformes aux prédictions théoriques. Celles-ci traduisent notamment le fait que les chocs d'offre agrégée peuvent jouer un rôle dans l'explication des fluctuations du cycle des affaires dans l'économie camerounaise, ainsi que l'ont rappelé, pour l'économie américaine, Kydland & Prescott (1990). Ce résultat confirme que les observations faites sont suffisantes pour rejeter l'hypothèse de la non validité du fait stylisé selon lequel les prix sont acycliques ou contracycliques au Cameroun.

D'une manière générale, l'on s'aperçoit que dans l'économie camerounaise, du premier trimestre 2001 au deuxième trimestre 2018, la croissance réelle à court terme est fortement influencée par les chocs d'offre, tandis que pour l'inflation ce sont plutôt les chocs de demande qui sont les plus importants, ainsi qu'en témoignent leurs dispersions respectives le long des axes du graphique. Les mêmes constats ressortent de l'analyse de la décomposition historique des taux de croissance et d'inflation à la lumière des contributions respectives des chocs d'offre et de demande sur cette période.

4.3.2 Analyse de la décomposition historique des taux de croissance et d'inflation

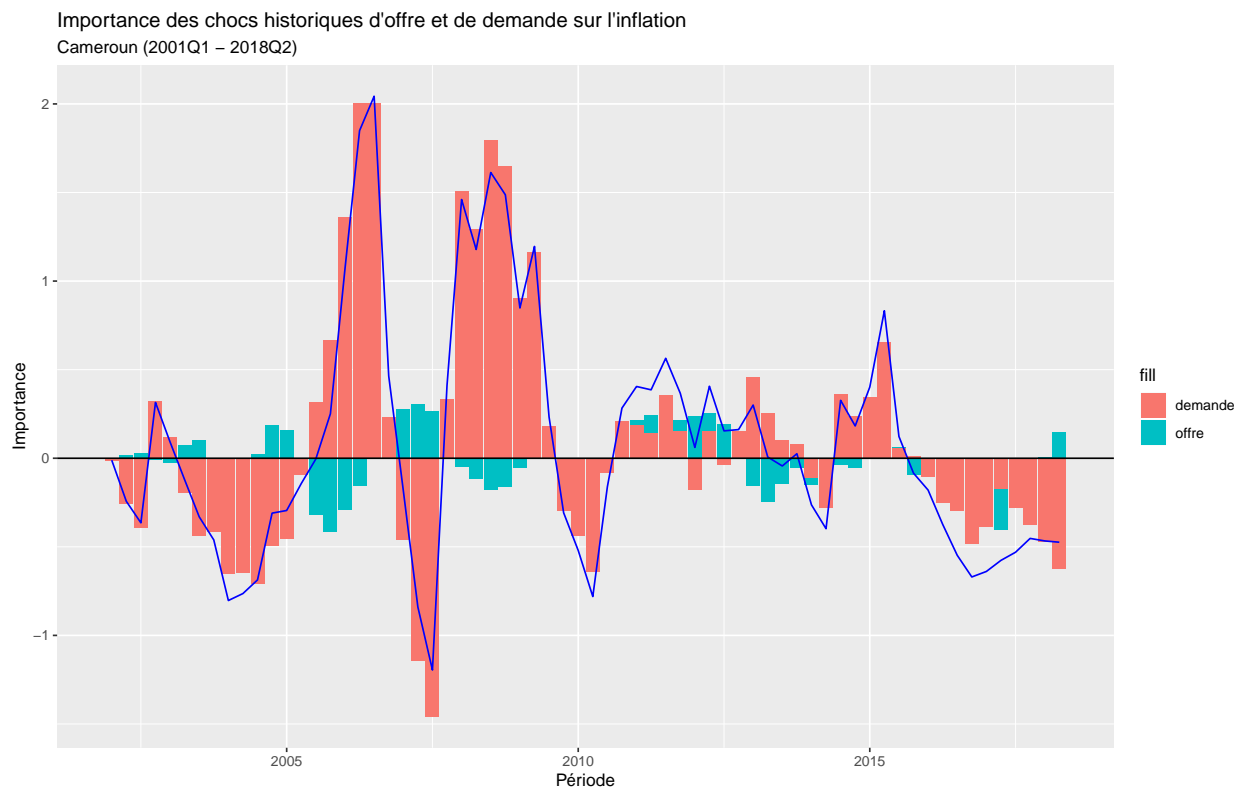


FIGURE 5 : Décomposition historique du taux d'inflation suivant les chocs structurels

13. http://slmp-550-104.slc.westdc.net/~stat54/downloads/2017/Comptes_Nationaux_Annuels_2016.pdf.

La décomposition historique du taux d'inflation du Cameroun à la lumière des chocs de demande et d'offre agrégées qui ont affecté son économie au cours de la période sous revue montre la prédominance des chocs de demande dans l'explication de son évolution. La principale conclusion à laquelle mène ce constat est la validité, pour cette économie, du deuxième fait stylisé pointé par Gamber (1996) qui souligne que les mouvements des prix induits par la demande agrégée sont procycliques.

Sur le même graphique l'on peut aussi constater que malgré leur importance historique faible comparativement aux chocs de demande agrégée, les chocs d'offre agrégée ont une influence à l'opposé des chocs de demande sur l'inflation. Ce résultat valide également le troisième fait stylisé de Gamber (1996) suivant lequel, les mouvements des prix induits par les chocs d'offre agrégée sont contracycliques.

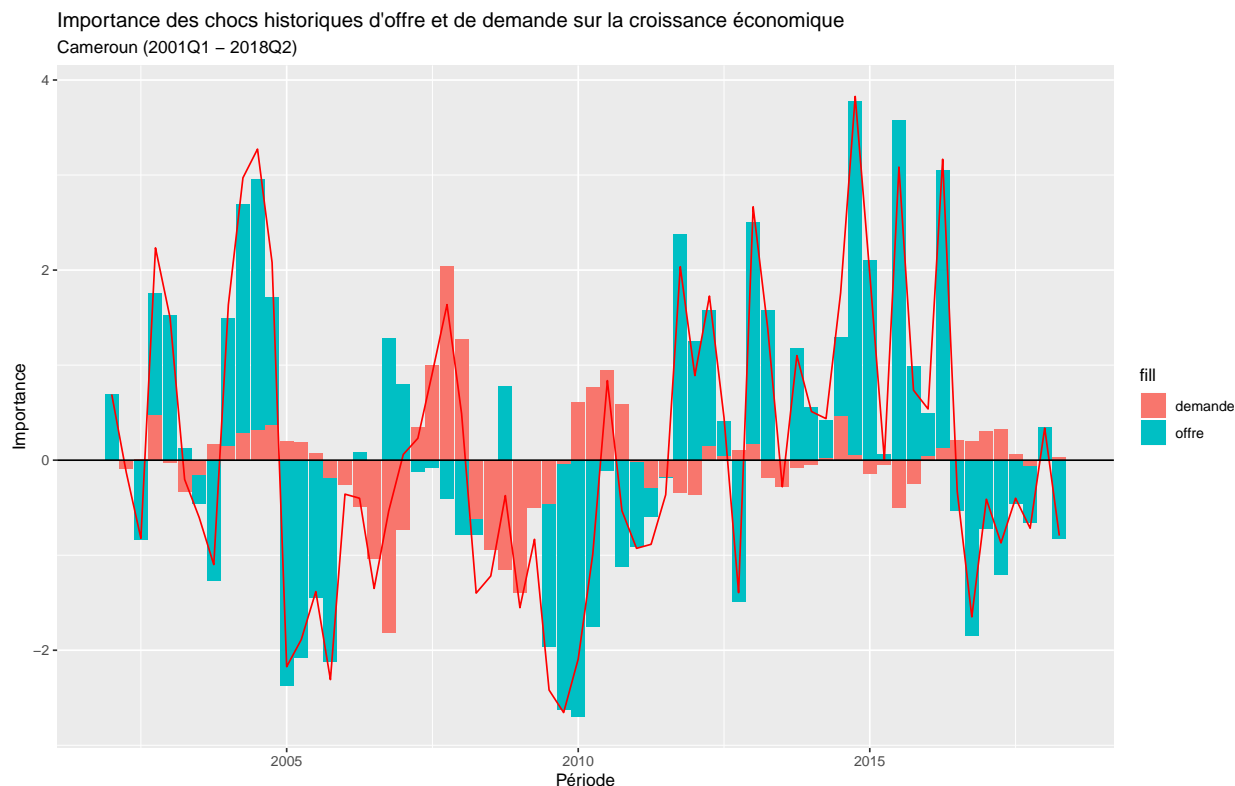


FIGURE 6 : Décomposition historique du taux de croissance réel suivant les chocs structurels

La figure 6 ci-dessus met en évidence la prépondérance historique des chocs d'offre agrégée sur les chocs de demande agrégée dans l'explication de la croissance économique au Cameroun au cours de la période sous revue. Ce résultat a déjà été souligné à l'examen des réponses impulsionnelles de ce dernier aux différents chocs, mais aussi à la lumière de la décomposition de la variance totale de l'erreur de prévision de la croissance économique dans ce pays.

Au total, fort des résultats obtenus dans cette étude qui corroborent empiriquement le fait que le cadre d'analyse "OG-DG" proposé réplique les fluctuations récurrentes observées à court terme bien sûr dans l'output et l'inflation, il peut être reconnu avec Sorensen & Whitta-Jacobsen (2010), la validité empirique du modèle "OG-DG" construit ici pour l'économie camerounaise, et de ce fait également sa pertinence comme outil complémentaire pour l'analyse conjoncturelle dans le dispositif d'aide à la décision de la BEAC pour l'élaboration et la conduite de sa politique monétaire dans sa zone d'influence.

5 Bilan et conclusion

Dans le champ d'investigation de l'analyse conjoncturelle des fluctuations économiques de court terme pour l'économie camerounaise, l'objectif de ce papier était de construire un cadre empirique adossé aux outils de la Nouvelle Synthèse macroéconomique, dont un modèle "offre globale - demande globale", aux fins d'enrichir la base décisionnelle de la BEAC pour la conduite et la mise en œuvre de sa politique monétaire. Pour ce faire, l'approche proposée par Gamber (1996) pour l'économie des Etats-Unis sur la période d'après guerres a été appliquée à l'économie du Cameroun de mars 2001 à juillet 2018.

Comme cadre d'analyse, un modèle VAR structurel de type *B-model* mettant en relation les taux d'inflation et de croissance a été spécifié. Et pour l'identification de celui-ci, un schéma à la Blanchard & Quah (1989) imposant la restriction que les chocs de demande n'ont pas d'impact à long terme sur l'output réel a été implanté. Sur cette base, il a alors été construit des courbes empiriques d'offre et de demande agrégées de court terme avec des pentes respectivement positive pour la courbe d'offre agrégée et négative pour la courbe de demande agrégée ainsi que le précise la théorie économique. En revanche, contrairement à cette théorie qui précise qu'à long terme la courbe d'offre agrégée est verticale, impliquant ainsi que la pente de sa version de court terme soit instable, les observations faites sur l'économie camerounaise n'ont pas été suffisantes pour rejeter l'hypothèse nulle de stabilité de la pente de la courbe "OG" de court terme dérivée dans ce papier.

Par ailleurs, la validité de ces courbes a été testée à travers leur capacité à répliquer empiriquement les trois faits stylisés mentionnés notamment par Gamber, en invoquant la théorie économique. Nos résultats ont en effet indiqué que les observations faites sur l'économie camerounaise au cours de la période sous revue n'ont pas permis d'invalider les trois hypothèses suivantes : (i) les chocs d'offre agrégée peuvent jouer un rôle dans l'explication des fluctuations à court terme, (ii) les mouvements des prix induits par les chocs de demande sont procycliques, et (iii) les mouvements impulsés par les chocs d'offre sont contracycliques. Les analyses des fonctions impulsions-réponses des taux d'inflation et de croissance aux chocs d'offre et de demande respectivement, d'une part, et l'analyse de la décomposition historique de ces taux de croissance et d'inflation observés au Cameroun à la lumière de ces chocs, d'autre part, ont confirmé les résultats obtenus. Il est ainsi ressorti que 78.4% de la variabilité totale de l'erreur de prévision à long terme de l'inflation au Cameroun est imputable aux chocs de demande, tandis que 84.2% de la variabilité de l'erreur totale de prévision à long terme de la croissance y est imputable aux chocs d'offre. Exprimé autrement, il peut être retenu que l'inflation est essentiellement un phénomène "*demand driven*" au Cameroun alors que la croissance y est fondamentalement "*supply driven*".

Somme toute, le cadre empirique ainsi proposé s'est avéré valide dans la réplification des faits stylisés. Par conséquent, en référence à l'objectif de ce travail, notre cadre peut utilement être utilisé par la BEAC pour servir aux fins pour lesquelles il a été construit, à savoir son insertion dans le dispositif analytique de la BEAC pour l'aide à la décision en matière de politique monétaire dans sa zone d'émission.-

ANNEXES

Résultats d'estimation du modèle VAR(4)

```
## VAR(y = don, p = 4, type = "const")
```

— Equation estimée de la dynamique du taux d'inflation

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
infl.l1	0.9641	0.1269	7.60	0.0000
txcrois.l1	-0.0069	0.0398	-0.17	0.8632
infl.l2	-0.2993	0.1742	-1.72	0.0912
txcrois.l2	0.0117	0.0437	0.27	0.7905
infl.l3	0.1384	0.1673	0.83	0.4115
txcrois.l3	-0.0469	0.0436	-1.08	0.2867
infl.l4	-0.2764	0.1200	-2.30	0.0250
txcrois.l4	-0.0345	0.0386	-0.89	0.3750
const	0.7613	0.2533	3.01	0.0039

— Equation estimée de la dynamique du taux de croissance économique

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
infl.l1	-0.2213	0.4148	-0.53	0.5958
txcrois.l1	0.5300	0.1299	4.08	0.0001
infl.l2	-0.3784	0.5694	-0.66	0.5091
txcrois.l2	-0.1423	0.1428	-1.00	0.3235
infl.l3	0.2040	0.5470	0.37	0.7105
txcrois.l3	0.2891	0.1426	2.03	0.0474
infl.l4	0.2539	0.3923	0.65	0.5201
txcrois.l4	-0.2161	0.1262	-1.71	0.0923
const	2.3739	0.8278	2.87	0.0058

Liste des bibliothèques de R utilisées et leur(s) auteur(s)

- “bibtex”, Francois (2017)
- “foreach”, Microsoft & Weston (2017)
- “fUnitRoots”, Wuertz *et al.* (2017)
- “gap”, Zhao (2007)
- “ggforce”, Pedersen (2019)
- “gridExtra”, Auguie2017
- “kableExtra”, Zhu2019
- “knitcitations”, Boettiger (2017)
- “Matrix”, Bates & Maechler (2019)
- “modelr”, Wickham (2019)
- “openxlsx”, Walker (2019)
- “R software”, R Core Team (2019)
- “RDocumentation”, Cornelissen (2018)
- “svars”, Lange *et al.* (2019)
- “tables”, Murdoch (2019)
- “tidyverse”, Wickham (2017)
- “timetk”, Dancho & Vaughan (2018)
- “vars”, Pfaff (2008a)
- “xtable”, Dahl *et al.* (2019)

References

- Bashar, O.H.M.N. (2012). The dynamics of aggregate demand and supply shocks in asean countries. *Journal of Asian Economics*, **23**, 507–518.
- Bates, D. & Maechler, M. (2019). *Matrix : Sparse and dense matrix classes and methods*. Retrieved from <https://CRAN.R-project.org/package=Matrix>
- Benigno, P. (2015). New-keynesian economics : An as-ad view. *Research in Economics*, **69**, 503–524. Retrieved from <https://EconPapers.repec.org/RePEc:eee:reecon:v:69:y:2015:i:4:p:503-524>
- Beveridge, S. & Nelson, C.R. (1981). A new approach to decomposition of economic times series into permanent and transitory components with particular attention to measurement of 'business cycle'. *Journal of Monetary Economics*, **7**, 151–174, North–HollandPublishing Company.
- Blanchard, O.J. & Quah, D. (1989). The dynamic effects of aggregate demand and supply disturbances. *American Economic Review*, **79**, 655–673, September.
- Boettiger, C. (2017). *Knitcitations : Citations for knitr markdown files*. Retrieved from <https://CRAN.R-project.org/package=knitcitations>
- Cornelissen, J. (2018). *RDocumentation : Integrate r with 'rdocumentation'*. Retrieved from <https://CRAN.R-project.org/package=RDocumentation>
- Dahl, D.B., Scott, D., Roosen, C., Magnusson, A. & Swinton, J. (2019). *Xtable : Export tables to latex or html*. Retrieved from <https://CRAN.R-project.org/package=xtable>
- Dancho, M. & Vaughan, D. (2018). *Timetk : A toolkit for working with time series in r*. Retrieved from <https://CRAN.R-project.org/package=timetk>
- Francois, R. (2017). *Bibtex : Bibtex parser*. Retrieved from <https://CRAN.R-project.org/package=bibtex>
- Gamber, E.N. (1996). Empirical estimates of the short-run aggregate supply and demand curves for the post-war u.s. Economy. *Southern Economic Association*, **62**, 856–872. Retrieved from <https://www.jstor.org/stable/1060933>
- Keungne, L.S.K., Mounkala, E.U. & Mukam, A.M. (2016). Optimalité de la politique monétaire de la beac depuis 2001. *BEAC Working Paper num. 03/16*.
- Kydland, F.E. & Prescott, E.C. (1990). Business cycle facts and monetary myth. *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, *Spring*, 3–18.
- Kydland, F.E. & Prescott, E.C. (1982). Time to build and aggregate fluctuations. *Econometrica*, **50**, 1345–1370.
- Lange, A., Dalheimer, B., Herwartz, H. & Maxand, S. (2019). *Svars : Data-driven identification of svar models*. Retrieved from <https://CRAN.R-project.org/package=svars>
- Microsoft & Weston, S. (2017). *Foreach : Provides foreach looping construct for r*. Retrieved from <https://CRAN.R-project.org/package=foreach>
- Murdoch, D. (2019). *Tables : Formula-driven table generation*. Retrieved from <https://CRAN.R-project.org/package=tables>
- Nelson, C.E. & Plosser, C.I. (1982). Trends and random walks in macroeconomic time series : Some evidence and implications. *Journal of Monetary Economics*, 139–162.
- Pedersen, T.L. (2019). *Ggforce : Accelerating ggplot2*. Retrieved from <https://CRAN.R-project.org/package=ggforce>
- Pfaff, B. (2008a). *Analysis of integrated and cointegrated time series with r*, Second Edition. Springer, New York. Retrieved from <http://www.pfaffikus.de>

- Pfaff, B. (2008b). VAR, svar and svec models : Implementation within R package vars. *Journal of Statistical Software*, **27**. Retrieved from <http://www.jstatsoft.org/v27/i04/>
- R Core Team. (2019). *R : A language and environment for statistical computing*. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. Retrieved from <https://www.R-project.org/>
- Shapiro, M.D. & Watson, M.W. (1988). Sources of business cycle fluctuations. *NBER macroeconomics annual* (eds O.J. Blanchard & S. Fischer), pp. 111–148. Cambridge, Massachussets : The MIT Press.
- Sorensen, P.B. & Whitta-Jacobsen, H.J. (2010). *Introducing advanced macroeconomics : Growth and business cycles*, Second Editionn. (M.-H.H. Education, Ed.). McGraw-Hill Companies.
- Stock, J.H. & Watson, M.W. (1988). Variable trends in economic time series. *Journal of Economic Perspectives*, *Summer*, 147–174.
- Villieu, P. (2004). Une macroéconomie sans lm? Un modèle de synthèse pour l'analyse des politiques conjoncturelles. *Revue d'économie politique*, **114**, 289–322.
- Walker, A. (2019). *Openxlsx : Read, write and edit xlsx files*. Retrieved from <https://CRAN.R-project.org/package=openxlsx>
- Watson, M.D. (1986). Univariate detrending methods with stochastic trends. *Journal of Monetary Economics*, 49–75.
- Wickham, H. (2019). *Modelr : Modelling functions that work with the pipe*. Retrieved from <https://CRAN.R-project.org/package=modelr>
- Wickham, H. (2017). *Tidyverse : Easily install and load the tidyverse*. Retrieved from <https://CRAN.R-project.org/package=tidyverse>
- Wolf, H.C. (1991). Procyclical prices : A demi-myth? *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, *Spring*, 25–28.
- Wuertz, D., Setz, T. & Chalabi, Y. (2017). *FUnitRoots : Rmetrics - modelling trends and unit roots*. Retrieved from <https://CRAN.R-project.org/package=fUnitRoots>
- Zhao, J.H. (2007). Gap : Genetic analysis package. *Journal of Statistical Software*, **23**, 1–18. Retrieved from <http://www.jstatsoft.org/v23/i08>