



Munich Personal RePEc Archive

Fiscal policy and production of the industrial sector in Cameroon

Ngah Ntiga, Louis Henri and Tanankem, Belmondo and Nguemjom Bouya, Olivier

Université de Yaoundé 2-SOA, Comité de Compétitivité du Cameroun (COCOM), Université de Dschang

2022

Online at <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/113928/>
MPRA Paper No. 113928, posted 29 Jul 2022 11:09 UTC

Politique budgétaire et production du secteur industriel au Cameroun

NGAH NTIGA Louis Henri ¹

OLIVIER NGUEMJOM Bouya ²

TANANKEM VOUFO Belmondo ³

Juin 2022

Résumé

Le Cameroun a entamé en 2020 la mise en œuvre de la deuxième phase de sa stratégie de développement à long terme, en l'occurrence la Stratégie Nationale de Développement 2020-2030 (SND 30). La SND 30 ambitionne la transformation structurelle de l'économie. L'un des outils qui permettrait de stimuler la production industrielle est la politique budgétaire qui, grâce à ses instruments favoriserait le développement industriel au Cameroun. Ainsi, ce travail vise à analyser l'effet de la politique budgétaire sur la production du secteur industriel. Pour y arriver, un modèle vectoriel à correction d'erreur a été utilisé après que les chroniques soient toutes intégrées au même ordre. Le test de Johansen (1987) montre qu'il existe une relation de cointégration entre les séries et l'estimation du modèle Vectoriel à Correction d'Erreur (VECM) révèle une relation de court et de long terme entre la production industrielle et la politique budgétaire. Les résultats montrent que les recettes fiscales une fois retardées agissent positivement sur la production industrielle alors que cette même production industrielle une fois retardée agit négativement à court terme. Ainsi, les pouvoirs publics devraient beaucoup plus orienter les recettes fiscales vers le secteur industriel et faire en sorte que la valeur ajoutée industrielle soit utilisée à des fins d'investissement.

Mots-clés : production du secteur industriel - politique budgétaire

Abstract

In 2020, Cameroon began the implementation of the second phase of its long run development strategy, the National Development Strategy 2020-2030 (NDS 30). Development Strategy 2020-2030

1. Ingénieur Statisticien Économiste, Diplômé de l'Université de Yaoundé-2 SOA en Économie Appliquée; Correspondance : louishenri2018@gmail.com

2. Ingénieur Statisticien Économiste, Doctorant en Économie à l'Université de Dschang; Correspondance par mail : olivierjesuis@gmail.com

3. Ingénieur Statisticien Économiste, Expert au Comité de Compétitivité (COCOM) du Cameroun; Correspondance : tanankemvoufo@yahoo.fr

(NDS 30). The NDS 30 aims at the structural transformation of the economy. One of the tools that would stimulate industrial production is fiscal policy, which, thanks to its instruments, would favour industrial development in Cameroon. Thus, this work aims to analyse the effect of fiscal policy on the production of the industrial sector. To achieve this, a vector error correction model was used after the chronicles were all integrated all integrated to the same order. The Johansen (1987) test shows that there is a cointegrating relationship between the series and the estimation of the VECM model reveals a short and long run relationship between industrial production and fiscal policy. The results show that tax revenues once delayed The results show that tax revenues, once delayed, have a positive effect on industrial production, whereas the same industrial production, once delayed, has a negative effect in the short run. Thus, governments Thus, governments should direct tax revenues much more towards the industrial sector and ensure that industrial value added is used for investment purposes.

Key words : production of the industrial sector - fiscal policy

1 Introduction

Le Cameroun a adopté en 2009 une vision de développement à long terme (la Vision 2035) qui ambitionne l'atteinte de l'émergence économique à l'horizon 2035. Le Document de Stratégie pour la Croissance et l'Emploi (DSCE), première déclinaison décennale de vision à long terme a notamment permis de réaliser des investissements massifs dans le domaine des infrastructures (de transport, de télécommunication, énergétiques, etc.).

Si le DSCE⁴ a eu pour principal objectif, l'augmentation substantielle du taux de croissance et celui de l'emploi à travers le tissu agricole notamment⁵, la Stratégie Nationale de Développement (SND) 2020-2030, deuxième déclinaison décennale de la Vision 2035, quant à elle, se penche vers le tissu industriel dans le but d'aboutir au développement inclusif.

La politique budgétaire devrait jouer un rôle très important dans l'atteinte des objectifs de la SND à travers une allocation optimale, efficace et efficiente des instruments budgétaires que sont les dépenses publiques, les recettes fiscales et non fiscales et bien aussi, du déficit budgétaire.

Depuis l'analyse keynésienne, les dépenses gouvernementales engendrent un effet multiplicateur sur le niveau de la production nationale. Ainsi, plusieurs études ont montré qu'une efficience de ces dépenses contribue à booster le bien-être des populations. Certaines de ces études considèrent plutôt qu'une allocation optimale de celles-ci dans les secteurs d'activité comme l'agriculture et l'industrie, permettent de stimuler le tissu productif de l'économie (Grégoire Rota-Graziosi, 2021). La politique budgétaire permettrait alors de stimuler la dynamique de l'économie à travers la production du secteur industriel notamment.

4. mis en œuvre en janvier 2010 et arrivé à échéance en janvier 2020 et ayant pour parchemin "un pays démocratique et uni dans sa diversité".

5. En effet, le DSCE a permis de ramener le sentier de croissance à +1,5% en moyenne

A partir des années 1960, les Nouveaux Pays Industrialisés (NPI)⁶ ont rattrapé voire dépassé les pays jadis industrialisés et développés. L'une des stratégies qu'ont adopté ces pays était l'intervention de l'État via ses instruments de la politique budgétaire. Aujourd'hui, ces pays sont classés comme étant parmi les pays les plus industrialisés et les plus développés du monde avec un produit intérieur brut - prix du pouvoir d'achat (PIB-PPA) par habitant équivalent à celui de l'Union Européenne. Il semble alors fort intéressant d'explicitier les raisons de ce décollage fastidieux ou tout simplement, l'effet qu'a eu la politique budgétaire sur la production du secteur industriel de ces pays.

Au Cameroun, la SND est censée aboutir aux objectifs escomptés principalement, celui de la mise sur pied et du renforcement du secteur de l'industrie d'ici 2030. La stratégie d'industrialisation selon la SND est fondée sur l'exigence de coupler ou d'articuler de manière optimale l'approche de satisfaction de la demande intérieure des produits industriels par l'import-substitution et celle de la demande extérieure par les exportations. Or, de 2010 à 2016, la part de l'industrie manufacturière dans le PIB est passée de 8 à 12,9%, une augmentation de plus que ce qu'a prévu le DSCE. En revanche, le secteur industriel ne présente qu'une fine proportion dans le PIB, comparativement aux autres secteurs d'activité. La politique budgétaire, telle que mentionnée dans la SND occupe donc une place importante pour booster encore plus la production du secteur industriel.

Ainsi, la présente étude vise à analyser la relation qui existe entre la politique budgétaire et la production du secteur industriel au Cameroun. Alors, la question essentielle qui semble orienter le cadre de ce travail est formulée comme suit : ***quels sont les effets de la politique budgétaire sur la production du secteur industriel au Cameroun ?***

La suite de ce papier est organisé comme suit : une revue de la littérature sera abordée à la première section, une brève méthodologie à la deuxième section et à la troisième section, seront explicités quelques analyses statistiques descriptives et les résultats issus du modèle et enfin, une conclusion suivie des recommandations.

2 Revue de la littérature

Dans cette section, il s'agit d'explicitier la revue de la littérature sur le lien entre la politique budgétaire et la production du secteur industriel.

2.1 Cadre théorique

La théorie managériale de Baumol (1967)⁷ : la loi de Engel⁸ est souvent combinée à la celle de William Baumol (1967), relative à l'offre de services. Ainsi, une économie croît plus rapidement grâce au processus d'industrialisation. Aussi, Dans la loi de Baumol, il est postulé que les progrès

6. Corée du Sud, Thaïlande, Singapour, Hong Kong, Malaisie etc.

7. Dans son livre *comportement, valeur et croissance des entreprises*

8. La loi d'Engel stipule qu'à mesure que les revenus des ménages progressent, la part qu'ils consacrent à des biens supérieurs augmente également.

techniques sont, par nature, relativement plus rapides dans l'industrie et dans l'agriculture, ce qui conduirait à des gains de productivité structurellement plus faibles dans les services. Enfin, cette théorie implique qu'une augmentation des dépenses publiques entraîne une augmentation de la production du secteur industriel et donc, du développement d'une économie.

La théorie de Rowthorn et Wells (1987) : Rowthorn et Wells (1987) ont établi une distinction entre deux types de désindustrialisation : une désindustrialisation positive, qui intervient dans les économies développées comme conséquence naturelle d'une croissance économique soutenue, et la désindustrialisation négative qui se produit à tous les niveaux de revenu. Dans le cas de la désindustrialisation positive, une croissance rapide de la productivité dans l'industrie manufacturière permet aux entreprises de répondre à la demande en utilisant moins de main-d'œuvre (en d'autres termes, la croissance de la productivité réduit l'emploi) alors que la production augmente. Les travailleurs redéployés trouvent du travail dans le secteur des services, car les revenus augmentent, la structure de la demande évolue au profit des services. La désindustrialisation positive est un signe de réussite économique contrairement à la désindustrialisation négative. Cette dernière touche les pays affichant des résultats économiques médiocres ou dont l'industrie manufacturière connaît des difficultés. Dans ces situations, une baisse de la production ou une hausse de la productivité dans l'industrie manufacturière engendrent le chômage, et par voie de conséquence une détérioration des revenus.

La théorie des épargnants-dépensiers : la théorie de la politique budgétaire des épargnants-dépensiers a été développée par Mankiw (2000) et utilisée par Matsen, Sveen et Torvik (2008). Cette théorie a été développée en raison de l'incohérence de Barro-Ramsey (1974)⁹ et celle de Diamond-Samuelson (1965)¹⁰. La théorie des épargnants-dépensiers est la nouvelle théorie développée pour expliquer le comportement de la politique budgétaire dans l'économie et le processus d'industrialisation.

Cette théorie stipule que la consommation supplémentaire réduit l'investissement, qui à son tour augmente produit marginal du capital et ainsi diminuer le niveau de croissance économique. C'est aussi de l'opinion qu'une marge du taux d'intérêt plus élevée incite les épargnants à épargner davantage. L'implication de cet argumentaire est que la consommation supplémentaire et la marge du taux d'intérêt plus élevés affectent positivement la croissance du secteur industriel.

2.2 Cadre empirique

2.2.1 Certaines études réalisées en Afrique

Charles A.N.B.(2012) a étudié la performance de la politique monétaire sur le secteur industriel au Nigeria, en utilisant un modèle vectoriel à correction d'erreur. Le résultat indique que la masse monétaire affecte positivement la performance de l'indice manufacturier/industriel tandis que le taux de prêt des entreprises, l'impôt sur le revenu, le taux d'inflation et le taux de change affectent

9. La théorie des familles à vie infinie

10. La théorie à générations imbriquées

négativement la performance de l'industrie. Cela signifie que la politique monétaire est vitale pour la croissance du secteur industriel au Nigéria qui, à son tour, conduirait à la croissance économique. La lacune de cette étude est que les auteurs n'ont pas identifié les facteurs qui mesurent la performance du secteur industriel comme utilisation des capacités de production.

Tomola, Adebisi et Olawale (2012) ont utilisé la co-intégration et le modèle vectoriel à correction d'erreur (VECM) pour examiner le lien entre les prêts bancaires, croissance et secteur industriel via la production manufacturière au Nigeria. La conclusion de l'étude a révélé que l'utilisation de la capacité de fabrication et les taux des prêts bancaires affectent le secteur industriel au Nigéria. Cela signifie que la croissance de la production manufacturière n'a pas été suffisante pour générer une croissance importante de l'économie. Cette étude a relevé tout de même des lacunes dans la recherche en termes de non identification de la relation entre la performance du secteur manufacturier et la croissance économique au Nigeria.

Uffie et Aghanenu (2019) analysent l'impact des variables fiscales sur la production manufacturière du Nigeria sur la période 1981 et 2016. Comme le cas de cette étude, ils ont capté les variables fiscales par les dépenses publiques totales et l'impôt sur les sociétés, alors que la production manufacturière est la proportion du PIB au secteur manufacturier. En ayant recours au modèle ARDL (AutoRegressive Distributed Lag), ils montrent que la politique fiscale a un impact à la fois à court et à long terme sur la production manufacturière au Nigeria. En effet, les dépenses publiques ont un impact significativement positif sur la production manufacturière, alors que l'impôt sur le revenu des sociétés ralentit la production globale.

Ighoroje, Ese James Akpokerere et Othuke Emmanuel (2021) mènent une étude sur les effets de la politique fiscale sur le tissu de la production industrielle au Nigeria pour une période allant de 1987 à 2019. En ayant recours au modèle à correction d'erreur (en utilisant le test de cointégration de Johansen, 1998), ils montrent que la politique fiscale a un effet à long terme et à court terme sur la production du secteur industriel. Les résultats spécifiques montrent que les dépenses publiques et le déficit budgétaire ont un impact positif significatif sur la production du secteur industriel au Nigeria, tandis que les recettes fiscales ont un effet positif mais non significatif sur la production du secteur industriel au Nigeria.

2.2.2 Les autres études

Rina, Tony et Lukytawati (2010) ont examiné l'impact de la politique budgétaire et monétaire sur industrie et la croissance de l'économie en indonésien à l'aide du modèle d'équilibre général calculable (MEGC). Il a été constaté que les politiques budgétaire et monétaire ont un impact positif sur les performances macroéconomiques indonésiennes en termes de variation du PIB, d'investissement, de consommation et du taux de rendement du capital. Toutefois, l'auteur a relevé que le modèle utilisé n'était pas adéquat pour une telle étude puisqu'il n'est pas un excellent modèle de corrélation.

Victor et Roman (2017) ont analysé les politiques fiscales sur l'agriculture et l'industrie en Ukraine

sur la période 2001-2016. Après avoir trimestrialisé les données et en ayant recours au modèle SVAR, ils montrent indiquent que les dépenses publiques ont un effet positif à la fois sur la production agricole et la production industrielle, alors qu'une augmentation des recettes publiques a le même impact expansionniste pour cette dernière seulement.

3 Méthodologie

3.1 Les variables et sources de données

Variable dépendante : production du secteur industriel (PSI), captée par la valeur ajoutée du secteur industriel (en % du PIB).

Variables indépendantes : politique budgétaire captée par les variables suivantes : recettes fiscales, dépenses publiques et le déficit budgétaire.

Sources de données : les données issues de ces séries proviennent du Tableau des Opérations Financières de l'État (TOFE) constitué à partir des données de l'Institut National de la Statistique (INS) et de la World Data Indicators (WDI). Toutefois, les chroniques ont été rapportées au PIB.

Choix de la période d'étude : pour ce qui est du choix de la période d'étude (1993-2020), elle est due au fait de la disponibilité de certaines données : les recettes fiscales et le déficit budgétaire ne sont disponibles qu'à partir de 1993 dans le TOFE et à l'INS respectivement et la production du secteur industriel n'a pas encore de données pour les années 2021 et 2022.

3.2 Généralités sur les modèles auto-régressifs : cas d'un VECM

Comme il a été dit plus haut, les auteurs ayant étudié la relation entre la production du secteur industriel et les instruments de la politique budgétaire tels que les dépenses publiques, les recettes publiques ou le solde budgétaire ont fait recours soit à la modélisation VAR, VECM, MCO ou ARDL etc. Nous nous inspirons des travaux de Ighoroje, Ese James (2021) et de Uffie et Aghanenu (2019). Ces auteurs utilisent un modèle vectoriel à correction d'erreur pour exhiber une relation entre le secteur industriel et la politique budgétaire.

3.2.1 Test de stationnarité sur les chroniques

Les chroniques qui présenteront une rupture subiront le test d'Andrew et Zivot (AZ) vu qu'il prend en compte les éventuelles ruptures au cas contraire, le test ADF sera employé. L'avantage avec le test d'Andrew et Zivot est qu'il permet de déterminer la date de rupture et est favorable à ce type de chronique. En utilisant le test ADF à la place, l'on risquerait d'affirmer qu'une série est stationnaire alors qu'elle ne l'est pas.

3.2.2 Spécification du modèle

- Considérons une représentation d'un VAR(p) à k variables :

$$Y_t = A_0 + A_1 Y_{t-1} + A_2 Y_{t-2} + \dots + A_p Y_{t-p} + \epsilon \quad (1)$$

En différences premières, l'équation (1) peut s'écrire sous ces deux formes :

$$Y_t = A_0 + (A_1 - I)\Delta Y_{t-1} + \dots + (A_{p-1} + \dots + A_2 + A_1 - I)\Delta Y_{t-p+1} + \pi Y_{t-p} + \epsilon$$

$$Y_t = A_0 + B_1 \Delta Y_{t-1} + B_2 \Delta Y_{t-2} + \dots + B_{p-1} \Delta Y_{t-p+1} + \pi Y_{t-1} + \epsilon$$

Notons que les Les matrices B_i sont des fonctions des matrices A_i et $\pi = \left(\sum_{i=1}^p A_i - I \right)$

La matrice π peut s'écrire de la manière suivante $\pi = \alpha \times \beta'$ où le vecteur α est la force de rappel vers l'équilibre et β le vecteur dont les éléments sont les coefficients des relations de long terme des variables.

- Considérons un VAR(2) donc, $p = 2$ avec $k = 3$ variables

Alors, $X_t = A_1 X_{t-1} + A_2 X_{t-2} + \epsilon$. Sous forme extensive matricielle, on a :

$$\begin{pmatrix} x_{1t} \\ x_{2t} \\ x_{3t} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} a_{11} & a_{12} & a_{13} \\ a_{21} & a_{22} & a_{23} \\ a_{31} & a_{32} & a_{33} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} x_{1t-1} \\ x_{2t-1} \\ x_{3t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} a_{14} & a_{15} & a_{16} \\ a_{24} & a_{25} & a_{26} \\ a_{34} & a_{35} & a_{36} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} x_{1t-2} \\ x_{2t-2} \\ x_{3t-2} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \epsilon_{1t} \\ \epsilon_{2t} \\ \epsilon_{3t} \end{pmatrix}$$

On peut donc récrire le modèle VAR(2) sous forme d'un VECM : On écrit le modèle VAR(2) en différence première et en fonction de X_{t-1} .

$X_t - X_{t-1} = A_1 X_{t-1} - X_{t-1} + A_2 X_{t-2} + A_2 X_{t-1} - A_2 X_{t-1} + \epsilon_t$ c'est-à-dire :

$$\Delta X_t = (A_1 - I)X_{t-1} - A_2(X_{t-1} - X_{t-2}) + A_2 X_{t-1} + \epsilon_t \quad (2)$$

ce qui implique que : $\Delta X_t = -A_2 \Delta X_{t-1} + (A_1 + A_2 - I)X_{t-1} + \epsilon_t$ c'est-à-dire :

$\Delta X_t = B_1 \Delta X_{t-1} + \Pi X_{t-1} + \epsilon_t$ où $B_1 = -A_2$ et $\Pi = A_1 + A_2 - I$.

En posant $\Pi_{(3,3)} = \alpha_{(3,r)} \beta'_{(r,3)}$ avec β' comprenant r vecteurs de cointégration (avec $0 < r < N$) afin de mettre en évidence un modèle VECM. Supposons que $r = 2$, on a alors :

$$\begin{pmatrix} \Delta x_{1t} \\ \Delta x_{2t} \\ \Delta x_{3t} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} b_{11} & b_{12} & b_{13} \\ b_{21} & b_{22} & b_{23} \\ b_{31} & b_{32} & b_{33} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \Delta x_{1t-1} \\ \Delta x_{2t-1} \\ \Delta x_{3t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \alpha_{11} & \alpha_{12} \\ \alpha_{21} & \alpha_{22} \\ \alpha_{31} & \alpha_{33} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \beta_{11} & \beta_{12} & \beta_{13} \\ \beta_{21} & \beta_{22} & \beta_{23} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} x_{1t-1} \\ x_{2t-1} \\ x_{3t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \epsilon_{1t} \\ \epsilon_{2t} \\ \epsilon_{3t} \end{pmatrix}$$

3.2.3 Test de cointégration de Johansen

La cointégration se produit lorsque deux séries ou plus sont non stationnaires, mais qu'une combinaison linéaire de celles-ci est stationnaire. Johansen (1988) teste la cointégration à l'aide des estimateurs du maximum de vraisemblance. Il s'agit d'un test de rang de cointégration, utilisé lorsqu'il y a plusieurs vecteurs cointégrants ou dans le cas d'une régression multiple (plus de 2 variables), qui exige que les séries soient intégrées de même ordre.

D'après la spécification présentée plus haut, trois (03) cas peuvent se présenter :

Si $\text{Rang}(\Pi) = 0$ donc $r = 0$ alors, il n'existe donc pas de relation de cointégration. On ne peut donc pas estimer un modèle VECM. En revanche, il est possible d'estimer un modèle VAR sur ΔX_t . Par contre, si $\text{Rang}(\Pi) = r$ alors, il existe r relations de cointégration, un modèle VECM peut donc être estimé. Enfin, $\text{Rang}(\Pi) = N$, il n'existe pas de relation de cointégration. Un modèle VAR peut être estimé directement sur X_t .

Pour déterminer le nombre de relations r de cointégration, Johansen (1988) se base sur la maximisation de la log-vraisemblance suivante :

$$\ln(\alpha, \beta, B_1, \dots, B_{p-1}, \Sigma) = -\frac{nk}{2} \ln(2\pi) - \frac{n}{2} \ln[\det(\Sigma)] - \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \epsilon_i (\Sigma)^{-1} \quad (3)$$

Ici, n désigne le nombre d'observations, k le nombre de variables dans X et $\det(\Sigma)$ représente le déterminant de la matrice de variance-covariance.

Pour déterminer l'estimateur du maximum de vraisemblance de β , en maximisant l'équation (3), il faut résoudre l'équation suivante (Johansen, 1988) :

$$\det(\lambda S_{pp} - S_{p0} S_{00}^{-1} S_{0p}) = 0 \text{ où } S_{ij} = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n e_{it} e'_{jt}$$

Ce qui nous donne alors les n valeurs propres par ordre croissant ($\hat{\lambda}_1, \hat{\lambda}_2, \dots, \hat{\lambda}_n$) et les n vecteurs propres associés. Pour déterminer les r valeurs propres non nulles qui vont nous donner les r relations de cointégration, deux (02) tests sont proposés dans la littérature.

► Test de la trace

La statistique de ce test est telle que $\lambda_{trace} = -n \sum_{i=r+1}^k \ln(1 - \lambda_i)$ (elle suit une χ^2 grâce aux simulations de Johansen et Juselius, 1990) où n désigne le nombre d'observations, λ_i la i ème valeur propre, k le nombre de variables et r le rang de la matrice.

Ce test repose sur l'hypothèse nulle : qu'il existe au plus r relations de cointégration (il y a r valeurs propres non nulles et $N - r$ valeurs propres nulles) :

$$H_0 : \lambda_i = 0, i = r + 1, \dots, n$$

On accepte H_0 lorsque la valeur de la statistique est inférieure à sa valeur critique (aux seuils de 1, 5 et 10%).

► Test de la valeur propre maximale

La statistique du test de la valeur maximale s'écrit : $\lambda_{max} = -n \ln(1 + \lambda_{r+1})$ où $r \in \{0, 1, 2, 3, \dots\}$. Le test se déroule exactement de la même manière que dans le cas du test précédent.

3.2.4 Récapitulatif des étapes à suivre pour l'estimation d'un VECM

Étape 1 : Test de stationnarité sur les chroniques pour déterminer s'il y a possibilité de cointégration ou non. Toutes les séries doivent être I(1).

Étape 2 : Si les séries sont intégrées au même ordre (I(1)), il y a alors risque de cointégration. On peut ainsi envisager l'estimation d'un modèle VECM. Pour cela, on commence par déterminer le nombre de retards optimal p du modèle VAR(p) à l'aide des critères d'information (Akaike, Schwarz, Hannan-Quinn etc.).

Étape 3 : Mise en place du test de Johansen permettant de connaître le nombre de relations de cointégration.

Étape 4 : Identification des relations de cointégration, c'est-à-dire des relations de long terme entre les variables.

Étape 5 : Estimation par la méthode du maximum de vraisemblance du modèle VECM et validation des tests usuels : significativité des coefficients et vérification que les résidus sont des bruits blancs (test de Ljung-Box).

3.3 L'équation du modèle

D'après la théorie keynésienne (Keynes, 1936), une augmentation des dépenses publiques permet de stimuler la croissance captée par le produit national constitué à son tour des secteurs d'activité¹¹. Ainsi, les dépenses influenceraient le secteur de l'industrie à travers la production industrielle précisément. Aussi, une diminution du niveau des impôts favorise une politique de relance à travers une augmentation de la consommation. Ainsi, moins les recettes fiscales sont, plus la consommation des ménages augmente. La théorie keynésienne s'oppose ainsi à toute politique contractionniste ou de rigueur alors que la théorie néoclassique clame ce type de politique et permet de démontrer l'inefficacité de la théorie keynésienne (D. Ricardo). Il semble alors évident que les recettes fiscales (RF), le déficit budgétaire (DB) et les dépenses publiques (DP) pourraient expliquer la production du secteur industriel (Imide en 2019; Ezeabasili, Ioraver et Wilson en 2012). Dans le cadre de ce travail, l'équation à estimer s'inspire de la théorie économique (Baumol, 1967) et des travaux empiriques (Ighoroje, Ese James et al., 2021) et s'écrit comme suit :

$$PSI_t = f(RF_{t-d}, DP_{t-d}, DB_{t-d}, PSI_{t-k})$$

où $d = 0, \dots, K$ et $k = 1, \dots, K$ représentent le nombre de retards optimal déterminé par les critères d'information.

4 Analyse des résultats statistiques descriptives

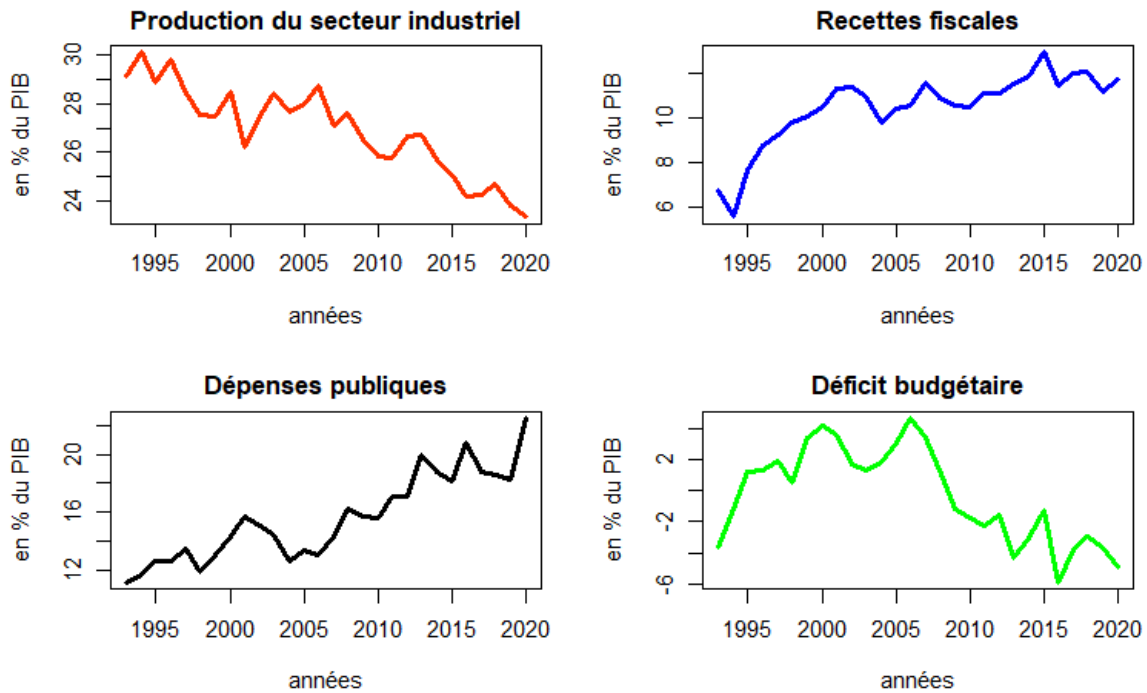
Cette section est scindée en deux (02) : une analyse graphique univariée des chroniques à travers l'évolution des graphiques et enfin, une analyse graphique multivariée afin de dégager l'évolution

11. On distingue principalement trois (03) secteurs d'activité : secteurs primaire, secondaire et tertiaire bien qu'il y ait un secteur quaternaire.

croisée de la production du secteur industriel (PSI) et les autres variables indépendantes.

4.1 Analyse graphique univariée des chroniques

Figure 1: Évolution des séries de l'étude

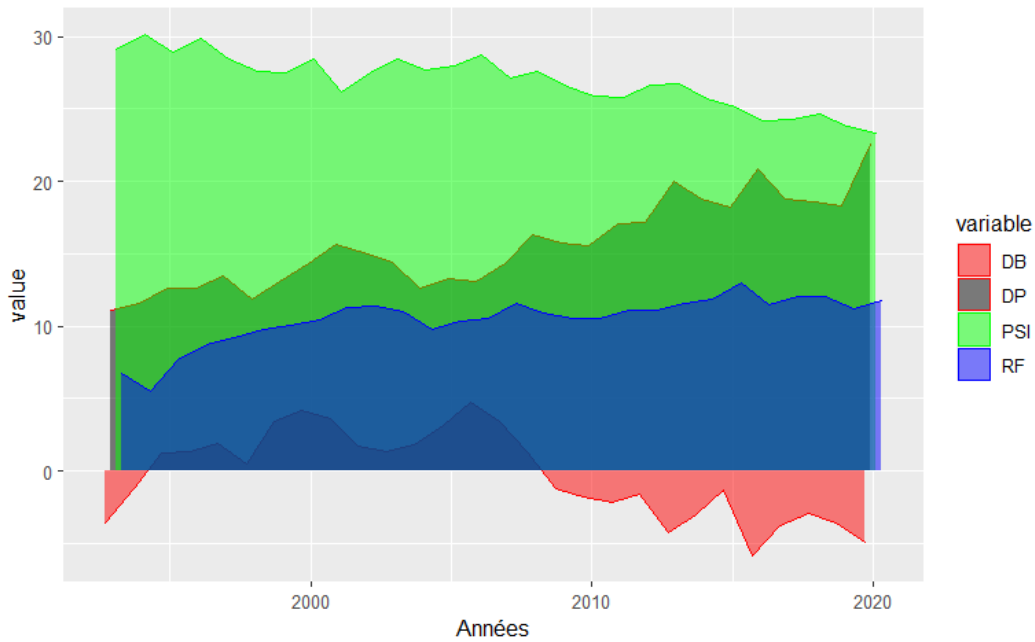


Source : Auteurs sous R

Au regard de ces graphiques, la production du secteur industriel (PSI) a subi une décroissance assez rapide de 1993 à 2020 suivant une évolution en dents de scie : périodes de crises et de chocs (1994, 2007 etc.). Quant aux recettes fiscales et aux dépenses publiques, elles suivent une évolution assez croissante pour la période d'étude considérée hormis quelques cassures que l'on retrouve : 2000-2005 et 2020 précisément pour les dépenses publiques et 2005-2010, 2018-2020 pour les recettes fiscales. On remarque pour la plupart des cas qu'il s'agit là, des périodes soit de crises (économiques ou financières), soit de chocs (sanitaires, sécuritaires ou pétroliers). En ce qui concerne le déficit budgétaire, il suit une décroissance drastique depuis presque l'an 2000 après une légère hausse. Constant faisant, il est en moyenne déficitaire depuis plus de 20 ans déjà.

4.2 Analyse graphique multivariée des chroniques

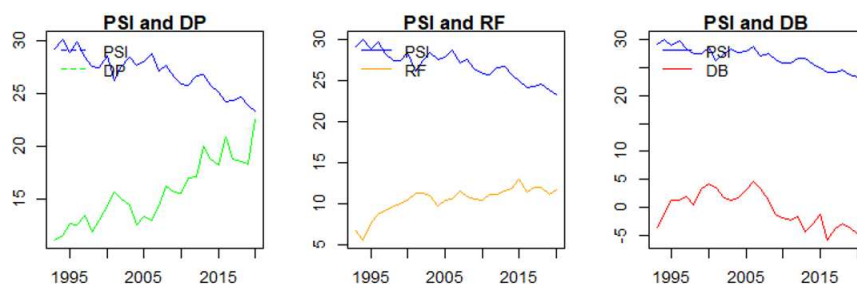
Figure 2: Évolution multivariée des séries de l'étude



Source : Auteurs sous R

Le graphique ci-après nous donne une évolution des chroniques de l'étude : *PSI*, *DP*, *RF*, *DB* de 1993 à 2020. En vert, nous avons bel et bien l'évolution de la production du secteur industriel qui suit en moyenne, le même rythme que le déficit budgétaire (en rouge) au cours de la période d'étude considérée. Ainsi, au regard de l'évidence des données, il semble qu'il y ait une corrélation positive entre ces deux (02) chroniques. En revanche, la production du secteur industriel et les dépenses publiques (en noir) semblent évoluer en moyenne en sens inverse. Nous soupçonnons ainsi, le fait que les dépenses publiques ne permettent pas véritablement de booster la production du secteur industriel au Cameroun. Enfin, pour ce qui concerne les recettes fiscales (en bleu), l'évolution est assez constante avec celle de la production du secteur industrielle : on note des évolutions positivement et négativement corrélées pendant certaines périodes néanmoins. Ci-dessous, des évolutions bivariées entre la production du secteur industriel et les variables budgétaires.

Figure 3: Évolution croisée des séries de l'étude



Source : Auteurs sous R

4.3 Caractéristiques de tendance centrale et de dispersion des séries

Avant toute modélisation, il est impérial d'analyser certaines caractéristiques de tendance centrale et de dispersion.

Bien que le problème lié à la non stationnarité des séries peut surgir, il n'est pas conseillé d'interpréter les indicateurs de tendance centrale dans ce cas puisque la moyenne et la variance vont dépendre du temps, encore moins, envisager les corrélations. Toutefois, en se référant à l'évolution des graphiques et aux écarts-type¹², rien ne présage à priori de la stationnarité des chroniques (les tests de Andrew et Zivot et de ADF) confirmeront ces soupçons explicités dans la section suivante.

Tableau 1: Tableau descriptif des séries

	nbr.val	min	max	sum	median	mean	std.dev
DP	28	11.12	22.56	436.99	15.31	15.61	3.03
DB	28	-5.90	4.70	-7.90	-0.35	-0.28	3.04
RF	28	5.52	12.95	292.90	10.95	10.46	1.65
PSI	28	23.349	30.103	753.595	27.293	26.914	1.831

Source : Auteurs

Sur 28 ans (1993-2020), le Cameroun a réalisé une production moyenne du secteur industriel de 26.914% du PIB, ce qui est largement supérieur aux dépenses publiques moyennes (15.61%), au déficit budgétaire moyen (-0.28%) et aux recettes fiscales moyennes (10.46%). L'interprétation semble être contradictoire à l'économie camerounaise. En effet, le secteur industriel camerounais est encore embryonnaire ou tout simplement, n'est pas stimulé par les inputs nécessaires à sa survie à savoir les variables gouvernementales qui, dans ce contexte ne valent pas plus mieux que la production du secteur industriel. Or, l'on s'attendrait à ce que la politique budgétaire agissent et détermine cette production. Une explication évidente pourrait être envisagée : la production du secteur industriel s'influence elle-même pour la plupart du temps ou tout simplement, sa production d'aujourd'hui peut influencer celle de demain, ainsi de suite. Il n'est toutefois pas exempt que certaines variables budgétaires agissent sur la production du secteur industriel.

5 Analyse des résultats économétriques des estimations

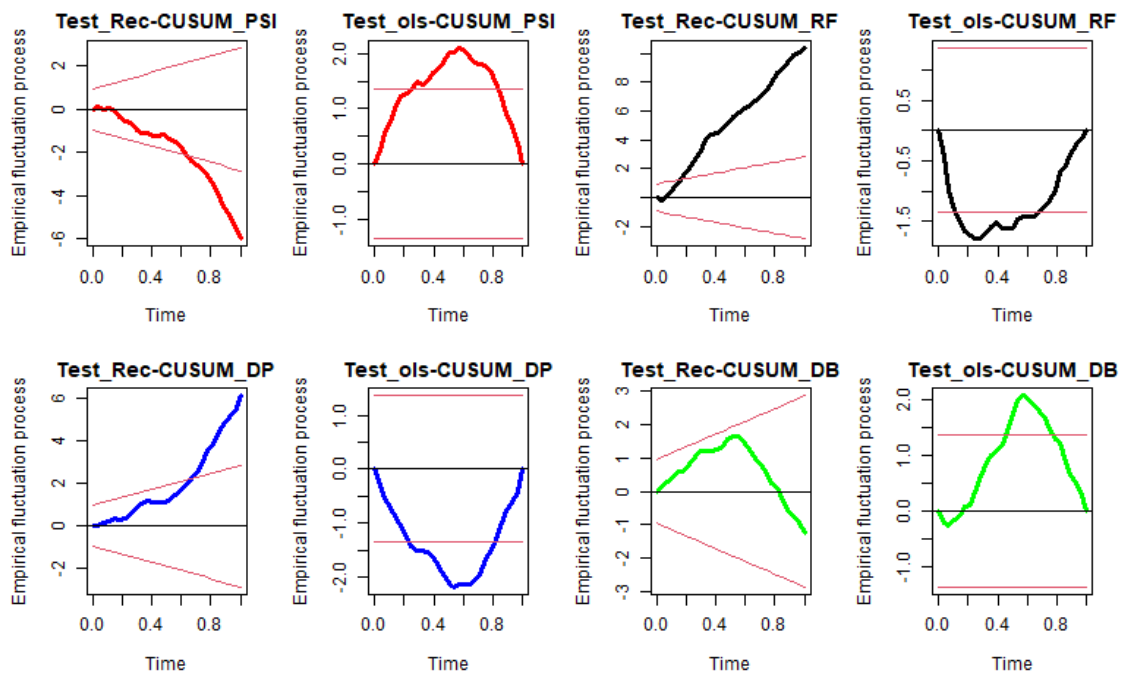
Après avoir effectué le test de rupture, il s'agira d'effectuer le test de stationnarité des chroniques. Le test de cointégration de Johansen sera également mis en œuvre pour s'assurer du nombre de cointégration ou de relations qu'il existe entre les séries (à priori non stationnaires) après avoir déterminé le nombre optimal de retards. Enfin, les résultats des estimations seront présentés et interprétés.

12. Un écart-type élevé signifie qu'il y a une grande volatilité entre les observations et donc, susceptibles d'occasionner une rupture (DP, DB précisément).

5.1 Résultats du test de rupture et de stationnarité des séries

Avant d'analyser la stationnarité des séries, il est conseillé de vérifier si elles présentent une rupture ou pas. Pour ce faire, plusieurs tests sont proposés dans la littérature : le *test Rec-CUSUM* et le *test ols-CUSUM* notamment. Pour ce qui concerne les chroniques *PSI*, *RF* et *DP*, il y a soupçon de rupture de tendance et de la constance au regard de l'évolution de ces chroniques. Ainsi, les probabilités respectives (*p_value*) : $2.089e-07$, $2.2e-16$ et $1.405e-07$ sont toutes inférieures à 1% et donc à 5% donc, il y a bel et bien rupture des chroniques au seuil de 1%. Pour ce qui est de la série *DB* par contre, bien que le *test ols-CUSUM* présente une rupture de tendance au regard du graphique, le *test Rec-CUSUM* montre par ailleurs qu'il n'en présente pas et donne une *p_value* égale à 0.1263 qui est bien supérieure à 5% et donc, à 1%. Ainsi, la dynamique *DB* ne présente pas de rupture au regard de l'évidence des données. Les résultats de ces tests sont à consulter à l'annexe et les graphiques correspondants à ces tests sont consignés dans la figure ci-après :

Figure 4: Diagrammes des tests de rupture des séries



Source : Auteurs sous R

Dans la suite, les chroniques *PSI*, *RF* et *DP* subiront le test de *Andrew et Zivot* alors que la chronique *DB* subira un test de *Dickey-Fuller*. Ainsi, les résultats sont consignés dans le tableau ci-après :

Tableau 2: Résultats des tests de stationnarité de Zivot et Andrews

Variables	A niveau	En différence 1 ^{ère}	Ordre d'intégration
PSI	-4.18(-4.42)	-7.71(-4.42)	Stationnaire en différence 1ère ($I(1)$)
DP	-4.49(-5,08)	-6.07(-5,08)	Stationnaire en différence 1ère ($I(1)$)
RF	-4.68(-5,08)	-8.57(-5,08)	Stationnaire en différence 1ère ($I(1)$)

Note : (.) les valeurs entre parenthèses représentent les valeurs critiques au seuil de 5%

Source : Auteurs

Les résultats de l'estimation du modèle 3 (avec tendance linéaire) montrent que $\phi_3_{obs} = 6.73 > 3.67$, indiquant que la série DB présente une tendance linéaire. De plus, $\tau_3_{obs} = -3.50 < -2.95$; donc au seuil de 5%, on peut dire que la série DB possède une racine unitaire c'est-à-dire qu'elle est non stationnaire. De plus, au même niveau critique, le test de Phillips-Perron (PP) vient conforter davantage l'idée de la non stationnarité de cette chronique ($p\text{-value} = 0.509 > 0.05$). Une fois cette série différenciée une fois, on remarque que $\tau_3_{obs} = -3.50 > -4.6813$ indiquant que la chronique DB est stationnaire au seuil de 5%. De plus, $\phi_3_{obs} = 6.73 < 11.05$ indiquant que la série ne présente pas de tendance. Le test de PP vient ainsi réconforter ce résultat de la stationnarité de la série car ($p\text{-value} = 0.01 < 0.05$). Donc, $DB \sim I(1)$.

Note : les résultats liés à ces différents tests sont à consulter à l'annexe.

5.2 Résultats du test de Co-intégration de Johansen

Tableau 3: Détermination du nombre optimal de retards

Lag	AIC(n)	HQ(n)	SC(n)	FPE(n)
1	-0.009781058	0.250667286	0.971930467	1.015092436
2	0.6588709	1.1276779	2.4259517	2.2539863
3	0.6637747	1.3409404	3.2162247	3.2626246
4	0.9372073	1.8227317	4.2750265	10.3935799

Source : Auteurs

Le retard retenu est donc 1 (minimum des critères d'Akaike (AIC), Hannan-Quinn (HQ), de Schwartz (SC) etc.). Le langage de programmation R impose un nombre de retards strictement supérieur à 1 ($K > 1$) pour effectuer le test de cointégration de Johansen. Or, pour ($K = 2$), ce qui correspond au minimum de retards pris en compte par R , les tests de la *trace* et de la *valeur propre maximale* peuvent être effectués dans le cadre de cette étude. Ceci est dû au fait que le modèle VECM doit être estimé avec $K - 1 = 2 - 1 = 1$ retard minimum.

Le test de Johansen est donc exécuté avec 2 retards. S'il y a cointégration entre les séries, un modèle VECM sera estimé avec 1 retard, autrement, un modèle VAR avec les séries différenciées (ou VAR différencié) sera mis en pratique. Ainsi, le test de Johansen nous fournit les résultats suivants :

Tableau 4: Résultats du test de Johansen : test de la trace et de la valeur propre maximale

trace statistic test (lambda trace)				
	Test	10pct	5pct	1pct
$r \leq 3$	4.74	7.52	9.24	12.97
$r \leq 2$	13.27	17.85	19.96	24.60
$r \leq 1$	29.61	32.00	34.91	41.07
$r = 0$	61.42	49.65	53.12	60.16

Source : Auteurs

trace statistic test (lambda trace)				
	Test	10pct	5pct	1pct
$r \leq 3$	4.74	7.52	9.24	12.97
$r \leq 2$	8.52	13.75	15.67	20.20
$r \leq 1$	16.34	19.77	22.00	26.81
$r = 0$	31.81	25.56	28.14	33.24

Source : Auteurs

Puisque $\lambda_{trace} = 61.42$ est supérieure à toutes les valeurs critiques du test $c_{10\%} = 49.65$, $c_{5\%} = 53.12$ et $c_{1\%} = 60.16$ alors, le rang de la matrice n'est pas 0. Ce qui permet de tester l'hypothèse $H_0 : r = 1$ contre $H_1 : r < 1$. Dans ce contexte, toutes les valeurs critiques du test ($c_{10\%} = 32.00$, $c_{5\%} = 34.91$ et $c_{1\%} = 41.07$) sont supérieures à la statistique du test $\lambda_{trace} = 29.61$, alors l'hypothèse alternative est rejetée, ce qui prouve ainsi l'existence d'une relation de cointégration entre les séries.

La robustesse de ces résultats est vérifiée par le test de la valeur propre maximale. Le rang ne vaut pas 0 comme dans le cas du test de la trace (car $\forall \alpha \in 10, 5, 1, c_{\alpha\%} < \lambda_{max} = 31.81$). Pour la seconde étape consistant à tester $r = 1$, il y a également existence d'une relation de cointégration entre les chroniques comme dans le cas du test de la trace car ($c_{\alpha\%} > \lambda_{max} = 16.34$). Les résultats sont récapitulés dans l'un des tableaux ci-dessus.

5.3 Résultats de l'estimation du modèle VECM(1)

Cette sous-section est consacrée à l'estimation du modèle. Le tableau ci-dessous résume les informations relatives à l'estimation de court terme du modèle estimé (avec production du secteur industriel (PS) puisqu'il s'agit de l'objet de ce travail. Toutefois, tous les autres résultats sont à consulter à l'annexe (où les variables budgétaires sont des variables dépendantes).

Tableau 5: Résultat du test du modèle VECM(1) : response of RE.d

lm(formula = PSI.d~ect1 + DP.dl1 + DB.dl1 + RF.dl1 + PSI.dl1 - 1, data = data.mat)

Variables	Estimate	Std.Error	t_value	Pr(> t)
ect1	-0.5545	0.2535	-2.187	0.0402**
DP.dl1	-0.2632	0.1725	-1.526	0.1419
DB.dl1	-0.1465	0.1349	-1.086	0.2898
RF.dl1	0.5850	0.3340	1.751	0.0945*
PSI.dl1	-0.4500	0.2050	-2.195	0.0395**

Note : (**) et (*) dénotent la significativité du coefficient à 5 et 10%

Source : Auteurs

La force de rappel du modèle estimé vaut $\beta = -0.5545$ et la statistique de *student-t* associée est supérieure, en valeur absolue à 1.96 correspondant au quantile d'ordre $1 - \frac{\alpha}{2}$ de la loi normale standard où $\alpha = 5\%$). De plus, $P_value = 0.0402 < 0.05$ Ce qui atteste de l'adéquation du vecteur à correction d'erreur. Ainsi, si à une période donnée, la relation d'équilibre de long terme entre la production du secteur industriel et les variables budgétaires¹³ est perturbée, il y'a un mécanisme correctif qui induit le retour à cet équilibre à la période suivante. L'équation de court terme s'écrit alors :

$$\Delta PSI = \beta - 0.2632\Delta DP_{t-1} - 0.1465\Delta DB_{t-1} + 0.5850\Delta RF_{t-1} - 0.4500\Delta PSI_{t-1} \quad (4)$$

Seuls les coefficients des variables RF(-1) et PSI(-1) sont significatifs aux seuils de 10 et de 5% respectivement. Ainsi, une augmentation de 1% des recettes fiscales permettrait de booster le niveau de la production du secteur industriel de 0.5850% toute chose égale par ailleurs avec un risque de 10%. Aussi, les résultats montrent également que la production une fois retardée du secteur industriel influence négativement la production industrielle à l'instant même. Autrement dit, le niveau de la production du secteur industriel de cet instant freine celle de l'année prochaine. Ainsi, une augmentation de la production industrielle de 1% de cette année aura des effets récessifs (de -0.4500%) de celle de l'instant suivant toute chose restant égale par ailleurs et au niveau de 95%.

Puisqu'il existe une relation de long terme entre la dynamique de la production du secteur industrielle et les autres variables indépendantes, les résultats sont consignés dans le tableau suivant :

13. éventuellement la production du secteur industrielle retardée (PSI.dl1)

Tableau 6: Relations de long terme des chroniques

\$beta	PSI.l2	DP.l2	DB.l2	RF.l2	constant
PSI.l2	1.0000000	1.0000000	1.0000000	1.0000000	1.0000000
DP.l2	2.2072496	1.2519264	-0.4741332	0.0416716	-1.6121617
DB.l2	0.9761288	0.6986988	-0.6196806	-0.7887940	-0.1855797
RF.l2	-2.1986154	0.4093152	1.2552467	-1.9132193	2.0984253
Constant	-37.3886298	-51.3167849	-32.9145040	-14.5340560	-24.1510144

Source : Auteurs

L'équation de long terme s'écrit alors :

$$PSI_t = -37.388 + 2.207DP_t + 0.976DB_t - 2.198RF_t \quad (5)$$

Les résultats montrent que les dépenses publiques et le déficit budgétaire agissent positivement sur la production industrielle à long terme alors que les recettes fiscales en agissent négativement. Toutefois, les calculs présentés à l'annexe montrent qu'aucun de ces coefficients n'est significatif aux seuils respectifs de 1, 5 et 10%.

5.4 Tests de validité du modèle estimé

Tableau 7: Résultats des tests de diagnostics du modèle

Test de normalité des résidus	Test d'hétéroscédasticité	Test d'autocorrélation
Jarque Bera Test (4.496)	Chi-squared (210)	Portmanteau Test (150.39)
Df=8	Df = 500	Df = 228
P_value = 0.8098	P_value = 1	P_value = 1

Source : Auteurs

Globalement, les tests de validité sont conformes aux règles classiques après estimation des modèles de séries temporelles : tests de normalité, d'hétéroscédasticité et d'autocorrélation des résidus notamment.

Pour confirmer l'hypothèse selon laquelle les résidus sont gaussiens, le test de Jarque-Bera a été employé. D'après le tableau ci-dessus (et selon l'annexe), les résidus sont gaussiens puisque ($P_value=0.8098>0.05$).

En ce qui concerne le test d'homoscédasticité, il impose que la variance du terme d'erreur soit constante pour chaque observation. Le fait que la variance du terme d'erreur ne soit pas constante (hétéroscédasticité) constitue un véritable problème dans l'estimation, qui peut fournir des résultats

tats ou des régressions fallacieuses. D'après le test du Chi-squared, la $P_value=1$, ce qui est largement supérieure à 5% ainsi, l'hypothèse d'hétéroscédasticité est rejetée au seuil de 5%.

Pour finir, le test d'autocorrélation de Portmanteau est utilisé. L'hypothèse nulle de ce test stipule l'absence d'autocorrélation contre l'hypothèse alternative de présence d'autocorrélation. Étant donné que la P_value de ce test vaut 1, qui est largement supérieure à 5% alors, il y a absence d'autocorrélation des résidus.

5.5 Analyse des chocs

■ Fonctions de réponses impulsionnelles

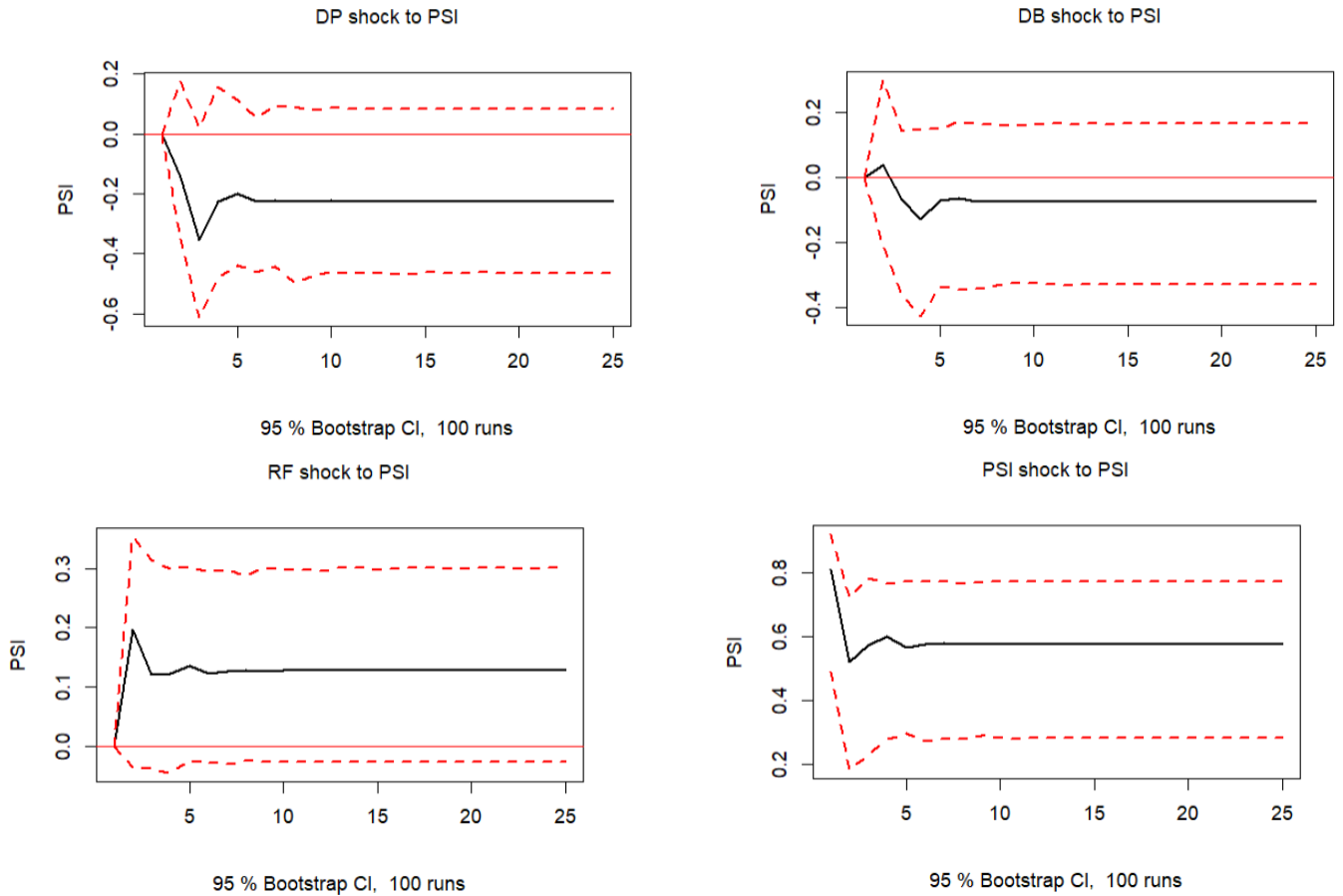
Les fonctions de réponse impulsionnelle ont pour but d'analyser le comportement d'une variable (sa réponse) à la suite d'un choc d'une ou de plusieurs autres variables. Ainsi, l'interprétation peut se faire de la manière suivante :

A l'état initial, un choc des dépenses publiques sur la production du secteur industriel aura un effet récessif court avant d'augmenter jusqu'à se stabiliser sur le long terme bien que cet effet soit toujours négatif. En revanche, un choc sur les recettes fiscales accroît la production du secteur industriel dès les premiers instants avant de se stabiliser progressivement.

Un choc du déficit budgétaire aura un effet expansif rapide sur le secteur industriel avant même la première période avant de subir une baisse brutale dont l'effet sera négativement stable ensuite. Enfin, un choc de la production industrielle sur elle-même n'aura d'effets négatifs en début de période avant de se stabiliser sur le long terme.

La figure ci-dessous présente ces fonctions de réponses impulsionnelles deux à deux entre la production du secteur industriel et les dépenses publiques, les recettes fiscales, le déficit budgétaire et la production du secteur industriel elle-même.

Figure 5: Impulses responses



Source : Auteurs sour R

Les chiffres relatifs à ces chocs sont consignés dans le tableau ci-dessous :

Tableau 8: Réponse de PSI suite à un choc de DP, RF, et de PSI

	Choc de DP	Choc de RF	Choc de DB	Choc de PSI
1	0.0000000	0.0000000	0.0000000	0.8095273
2	-0.1454424	0.1962589	0.03579390	0.5215518
3	-0.3543074	0.1193455	-0.06735582	0.5746972
4	-0.2273144	0.1216094	-0.12706716	0.5996667
5	-0.2020629	0.1345833	-0.06972929	0.5655743
6	-0.2266606	0.1228638	-0.06550016	0.5771329
7	-0.2235775	0.1267670	-0.07521190	0.5809004
8	-0.2254935	0.1283766	-0.07376838	0.5764337
9	-0.2258419	0.1265902	-0.07468881	0.5779320
10	-0.2238522	0.1270674	-0.07450264	0.5779813

Source : Auteurs

■ Décomposition de la variance de l'erreur de prévision

La décomposition de la variance de l'erreur de prévision a pour objectif de calculer pour chacun des chocs ou innovations, sa contribution à la variance de l'erreur de prévision. Au cours de la première période, les sources de variation de la production industrielle proviennent uniquement de ses valeurs passées (100%).

Au bout de la deuxième période, les sources de variation de la PSI proviennent de 93.83% de ses valeurs passées dont 2.1% du passé de la variable DP, 0.12% du passé de la variable DB et 3.89% de la variable RF. Au bout de la troisième, quatrième, ..., dixième période, les sources de variation de la production industrielle en fonction de ses valeurs passées diminuent au fur et à mesure et celles des autres variables augmentent progressivement à savoir : les variables DP et RF. Il est donc clair que la production du secteur industriel dépendrait des dépenses publiques, des recettes fiscales et même du déficit budgétaire au fil du temps rendant ainsi crédible la relation de long terme trouvée (Équation 2). Les résultats relatifs à cette décomposition de la variance de l'erreur pour la variable PSI sont ainsi consignés dans le tableau ci-après :

Tableau 9: Décomposition de la variance de l'erreur pour \$PSI

Périodes	PSI	DP	DB	RF
1	1.0000000	0.00000000	0.000000000	0.000000000
2	0.9383263	0.02140387	0.001296367	0.03897344
3	0.8596849	0.10027196	0.003977056	0.03606613
4	0.8488936	0.10411998	0.011529088	0.03545731
5	0.8463473	0.10450482	0.011720767	0.03742712
6	0.8431128	0.10791096	0.011556213	0.03742000
7	0.8406878	0.10979187	0.011855558	0.03766475
8	0.8383378	0.11161021	0.012037983	0.03801395
9	0.8365813	0.11304690	0.012212667	0.03815912
10	0.8353126	0.11402566	0.012350166	0.03831158

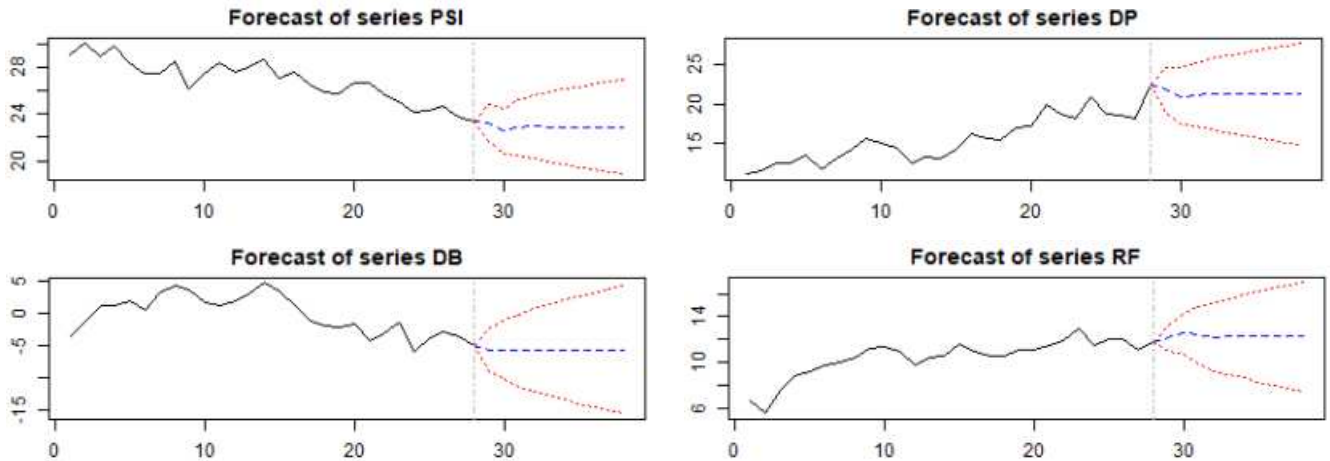
Source : Auteurs

5.6 Prévision

Dans une période marquée par des changements de politique économique telle que mentionne la SND30, le gouvernement camerounais a mis en place des outils visant à stimuler le secteur de l'industrie afin que d'ici 2030, le Cameroun fasse partie du lot des pays industrialisés. Il est alors fort intéressant d'analyser la dynamique de la production du secteur industriel sur les années à venir

pour permettre à l'État d'ajuster la politique budgétaire. Dans cette analyse, les chocs extérieurs qui sont évidemment imprévisibles (chocs : sanitaire, pétrolier, alimentaire, des matières premières ou même des chocs insécuritaires) peuvent biaiser la qualité de nos interprétations. Dans la suite donc, tous ces chocs sont exclus afin de permettre une bonne analyse.

Figure 6: Préviation



Source : Auteurs sour R

Comme nous pouvons le constater, les prévisions semblent être stables au bout des 5 ans. Pour ce qui est de la production du secteur industriel notamment, la prévision ne semble fournir aucun résultat probant, en termes d'accroissement au bout des cinq (05) prochaines années. Étant au niveau actuel de production industrielle, elle sera maintenue en moyenne au même niveau à condition de faire recours à la politique budgétaire précisément l'augmentation des recettes fiscales et des dépenses publiques.

Tableau 10: Décomposition de la variance de l'erreur pour \$PSI

Périodes	Préviation de PSI	lower IC	upper IC
1	23.27640	21.68975	24.86304
2	22.54984	20.60137	24.49830
3	22.84680	20.47622	25.21738
4	22.97536	20.27012	25.68061
5	22.89978	19.93460	25.86495
6	22.90311	19.68696	26.11925
7	22.90150	19.44964	26.35336
8	22.89806	19.2277	26.56839
9	22.90392	19.02664	26.78121

Source : Auteurs

6 Conclusion et recommandations

L'objectif principal de ce travail a consisté à analyser la relation existante entre la production du secteur industriel et la politique budgétaire au Cameroun. Le secteur industriel a toujours été un véritable problème dans les économies sous-développées telles qu'en Afrique Subsaharienne en matière de démarrage ou de mise en œuvre. Tant bien même qu'elle soit effective, la production de celle-ci ne génère pas les résultats probants vue l'insuffisance du capital physique. Or, c'est un secteur qui permet aux pays de se développer rapidement au regard des effets qu'il engendre.

La SND30 prévoit d'ici 2030, un Cameroun industrialisé qui, à travers la politique budgétaire permettra d'utiliser efficacement les recettes fiscales et les dépenses publiques dans la production industrielle.

Après avoir explicité la revue de la littérature, nous avons déroulé la méthodologie et l'analyse statistique des variables, ce qui nous a permis ensuite de soupçonner l'utilisation d'un modèle autorégressif. L'analyse de la stationnarité des chroniques nous a orienté dans le choix d'un modèle vectoriel à correction d'erreur puisque les séries sont intégrées au même ordre et sont toutes $I(1)$. Le test de Johansen a donc été appliqué et a montré l'existence d'une relation de cointégration entre les séries et le modèle VECM avec un retard a donc été estimé.

Les résultats montrent qu'à court terme, les recettes fiscales d'hier agissent positivement sur la production industrielle d'aujourd'hui alors que la production industrielle d'aujourd'hui agit négativement sur celle de demain. Ces résultats nous permettent donc de proposer les recommandations suivantes :

- de mobiliser et d'orienter de plus en plus les recettes fiscales vers le secteur industriel;
- de contrôler et de suivre la production industrielle afin qu'elle ait des effets positifs sur la production à venir. Les pouvoirs publics pourraient par exemple augmenter le capital physique nécessaire à cette production ou de mettre en place des dispositifs de surveillance permettant à la valeur ajoutée industrielle d'être utilisée à des fins d'investissement qui, dans une certaine mesure peut faire face à des détournements ou destinée à de mauvaises utilisations.

Références bibliographiques

- .(1) **Charles, A.N.B. (2012)** : *Enquête sur la performance de la politique monétaire sur secteur manufacturier au Nigeria. Revue arabe des affaires et de la gestion Revue*, 2(1) : 12-25.
- .(2) **Hélène Hamisultane (2016)** : *Modèle à correction d'erreur, Applications. Master - France. 2002.* ffccl-01261167.
- .(3) **Ighoroje, Ese James Akpokerere et Othuke Emmanuel (2021)** : *politique fiscale et production industrielle au Nigeria. Department of Banking and Finance, School of Business Studies, Delta State Polytechnic Ozoro, Delta State, Nigeria.*
- .(4) **Keynes (1936)** : *théorie générale de l'emploi, de l'intérêt et de la monnaie.*
- .(5) **Loto, M.A. (2012)** : *ralentissement économique mondial et performance du secteur manufacturier dans l'économie nigériane; Journal des tendances émergentes en économie et en gestion Sciences (JETEMS)*, 3(1) : 38-45.
- .(6) **Mankiw, N.G. (2000)** : *la théorie de la politique budgétaire des épargnants-dépensiers. Document préparé pour la réunion de American Economic Association.*
- .(7) **Rina, O., Tony, I. et Lukytawati, A. (2010)** : *l'impact de la politique budgétaire et monétaire sur industrie et économie indonésienne : une analyse d'équilibre général calculable, Journal international d'économie et de gestion*, 3(6) : 34-52.
- .(8) **Rowthorn et Wells (1987)** : *De-Industrialization and Foreign Trade.*
- .(9) **Tomola, M. O., Adedisi, T. E. and Olawale, F. K. (2012)** : *prêts bancaires, croissance économique et la performance du secteur manufacturier au Nigéria, Scientifique européen Revue*, 8(3) :19-34.
- .(10) **Uffie, E. J., Aghanenu, A. S. (2019)** : *Politique fiscale et production du secteur manufacturier : les preuves nigérianes. Journal international de la recherche en sciences sociales*, 9(7), 13 - 25.
- .(11) **Victor, S., Roman, K. (2017)** : *modélisation des effets de la politique fiscale sur l'agriculture et l'industrie en Ukraine. Journal of Information System in Management*, 6(2) : 131-142.