

**ANALYSIS OF THE EFFECT OF OIL PRICES CHANGES ON THE
CURRENT ACCOUNT OF THE CEMAC COUNTRIES: AN APPLICATION OF
THE VECM MODEL**

**ANALYSE DE L'EFFET DES VARIATIONS DU COURS DU PETROLE
SUR LE COMPTE COURANT DES PAYS DE LA CEMAC : UNE APPLICATION
DU MODELE VECM**

*** Jean TCHITCHOUA**

FSEG, Université de Yaoundé II Soa Cameroun
jtchouafr@yahoo.fr

Henri Aurélien ATEBA BOYOMO

FSEG, Université de Yaoundé II Soa Cameroun
henriatebaboy@yahoo.fr

Aimé Dagobert EYIMI OKPWAE

FSEG, Université de Yaoundé II Soa Cameroun
eyimiaim@yahoo.fr

Reçu le 31/07/2019 Accepté le 27/10/2019 Publication en ligne le : 06/01/2020

ABSTRACT: The objective of our article is to study the effect of changes in the price of oil on the current account of the CEMAC countries. from 1985 to 2017 data on the countries of our sample, we have estimated a vector model with error correction (VECM), on variables made stationary and cointegrated. Our main result shows that, in general, changes in oil prices do not influence the current account of the countries in the CEMAC zone. Based on these results, the study recommends that all CEMAC countries make greater efforts to diversify their economies to avoid being vulnerable to changes in oil prices.

Key words: Oil price change, Current account, co-integration, VECM model, CEMAC
JEL Classification : C51, E31, F40, Q35

RESUME : L'objectif de cet article est d'étudier l'effet des variations du cours du pétrole sur le compte courant des pays de la CEMAC. A partir des données allant de 1985 à 2017, nous avons estimé un modèle vectoriel à correction d'erreur (VECM), sur des variables rendues stationnaires et Cointégrées. Notre principal résultat montre que de manière générale, les variations des cours du pétrole n'influencent pas le compte courant des pays de la zone CEMAC. Nous suggérons aux pays de la CEMAC de fournir davantage d'effort dans la diversification de leur économie pour ne pas être vulnérables aux variations des cours du pétrole.

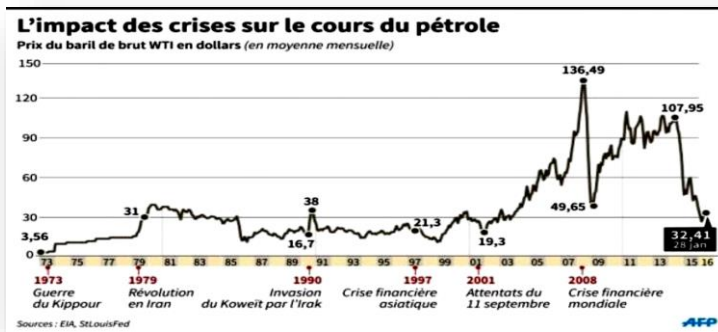
Mots clés : Variation cours pétrole, Compte courant, Co intégration, Modèle VECM, CEMAC

1. INTRODUCTION

Durant les dernières décennies, le monde a traversé des périodes de fluctuations des cours du pétrole brut. En effet, ces cours sont passés de 9\$/b à 145\$/b de décembre 1998 à juillet

2008, puis ont chuté à 32\$/b en décembre 2008, avant de croître à nouveau en fin 2009 à 80\$/b. En 2014, il a atteint les 100\$/b, avant de chuter à nouveau à 50\$ en 2016 (Artus et al. 2010 ; Zeh 2017). Cette volatilité des cours du pétrole due parfois aux crises et chocs, a eu des répercussions sur les économies des pays du Nord et du Sud.

Figure N°1. Prix moyen du pétrole brut en \$/b



Source : auteurs inspirés par l'Agence Internationale de l'Énergie¹ (2016)

Les répercussions de la variation des cours du pétrole sur les économies sont fonction du rôle indispensable que joue cette ressource non renouvelable. En effet, le pétrole représente 36% de l'énergie mondiale (Lescaroux et Mignon 2008 ; FMI 2009 ; Mesbahi 2018), et pourrait avoir une influence sur le compte courant.

La littérature empirique existante sur la relation entre la variation du cours du pétrole et les grandeurs macroéconomiques peut se faire en fonction de trois types de résultats : ceux pour qui cette variation a un impact positif sur les grandeurs macroéconomiques (Akan 2009 ; Aliyu 2009). Les auteurs dont cette variation a un effet négatif sur ces grandeurs (Sachs et Warner 1995 ; Darby 1982 ; Cerralo 2005 ; Tchitchoua et al. 2017). Et enfin ceux dont la variation des prix du pétrole n'a pas d'effet sur les grandeurs économiques (Mork 1989 ; Hooker (1996) et de Darrat et al. (1996) ; Hamilton 1996 ; Hamilton 2005 ; Lee et Ratti 1995). Fort de cette divergence de résultats contenus dans la littérature sur la question, nous allons dans cet article étudier l'effet que la variation des prix du pétrole pourrait avoir sur le compte courant des biens et des services des pays de la zone CEMAC. A titre illustratif, et suite aux variations du prix du pétrole, nous remarquons qu'en 2017, tant dis que certains pays ont un compte courant des biens et services excédentaire à l'instar du Gabon, la Guinée Equatoriale, Congo, respectivement à hauteur de 25,82%, 19,25%, 28,86% de leur PIB, d'autres par contre comme le Cameroun, le Tchad, RCA ont enregistré un compte courant déficitaire à hauteur de 4%, 5,89%, 19,26% de leur PIB respectivement. Dans ce contexte, et fort de ces données, nous avons pour objectif de vérifier du point de vue empirique et économétrique, l'influence que la variation des cours du pétrole pourrait avoir sur le compte

¹ L'AIE est une association de pays consommateurs, créée en 1974 à l'initiative des Etats-Unis, en réaction à l'offensive de l'OPEP lors de la flambée des prix pétroliers à la fin de 1973 et à l'utilisation du pétrole comme arme économique par les pays arabes.

courant des biens et services des pays de la CEMAC. Quel est donc l'effet de la variation des cours du pétrole sur le compte courant des biens et services dans les pays de la zone CEMAC ? Pour traiter cette problématique, l'article présente : la revue de littérature, la méthodologie, les résultats empiriques et les recommandations.

2. REVUE THEORIQUE ET EMPIRIQUE DE L'ANALYSE DE L'EFFET DES VARIATIONS DU PRIX DU PETROLE SUR LES GRANDEURS MACROECONOMIQUES

2.1. Revue des théories :

On peut distinguer les analyses théoriques d'inspiration classique de celle keynésienne. Certains considèrent que les chocs pétroliers affectent l'offre alors que d'autres considèrent qu'il s'agit plutôt de chocs qui affectent la demande.

2.1.1. Analyses d'inspiration classiques sur la question

Selon les classiques, il s'agit d'un choc qui affecte l'offre puisque la hausse du prix de pétrole augmente les coûts de la production et n'affecte d'aucune façon les décisions de consommation des ménages. Plusieurs analyses économiques des chocs pétroliers supposent une fonction de production du type Cobb-Douglas reliant la production (le PIB) au capital (K) d'un côté, et le travail (L) et à l'énergie (E) de l'autre côté. Ainsi toute chute exogène de l'offre de l'énergie se traduit par une réduction de la production. Par exemple, si le secteur automobile connaît une récession, ceci est en fait dû au prix plus élevé des voitures dont les coûts de production ont augmenté et non pas dû à un changement des attitudes ou une renonciation de la part des consommateurs.

2.1.2. Analyses d'inspiration Keynésiennes

Dans un contexte keynésien de rigidité des salaires, le choc pétrolier cause une augmentation du niveau général des prix, une diminution de l'emploi et de la croissance. Ils considèrent que le pétrole est l'un des facteurs de production qui n'a rien de spécial par rapport aux autres. Pour cela, le choc pétrolier n'est que l'une des causes qui approfondissent les distorsions entre le salaire et le niveau des prix. Dans ce cas, le prix et la disponibilité du pétrole affectent dans notre exemple la vente des automobiles via le niveau général des prix parce que le pétrole est indispensable pour l'utilisation des voitures. Ainsi si l'incertitude règne dans le marché des biens et services, plusieurs décisions de consommation sont annulées, jusqu'à ce que les agents acquièrent une meilleure information. De ce fait, à court terme les chocs pétroliers affectent la performance économique en réduisant la commercialisation des biens de consommation et d'investissement à hautes factures énergétiques.

2.2. Revue des travaux empiriques

On peut distinguer les travaux initiaux des travaux récents sur la question.

2.2.1 Travaux empiriques initiaux controversés

Les premières études sur la relation entre prix du pétrole et cycle économique ont été développées par Darby (1982) et Hamilton (1983), qui ont montré qu'il existe une relation négativement significative entre une hausse des prix du pétrole et la croissance du PIB réel aux Etats-Unis sur les périodes 1948-1972 et 1973-1980. Par la suite, de nombreuses autres études intégrant de nouvelles variables telles que le niveau général des prix, le taux de

chômage et l'investissement net confirmèrent cette thèse de relation inverse entre prix du pétrole et croissance économique. D'autres auteurs à l'instar de Burbige et Harrison (1984), ont testé les impacts des augmentations des cours du pétrole en utilisant un modèle d'auto-régression vectorielle (VAR) à sept variables pour cinq pays (de l'OCDE), sur la base des données mensuelles couvrant la période de Janvier 1961 – Juin 1982. Ils sont arrivés à la conclusion selon laquelle les chocs pétroliers liés aux variations des cours du pétrole ont considérablement affecté les économies Américaines et Canadienne.

Toutefois, Hooker (1996), Darrat et al. (1996), Mork 1989, Hamilton (1996,2005) et Lee et Ratti 1995), montrent que les variations des cours du pétrole n'ont aucun effet sur les grandeurs macroéconomiques. En effet, Hooker (1996) et Darrat et al. (1996) par exemple évaluent la contribution de l'évolution des cours du pétrole à l'inflation aux Etats-Unis, en utilisant la courbe de Phillips et en prenant en compte les asymétries, les caractères non linéaires et les ruptures structurelles mis en exergue dans la littérature économique. Ils arrivent à la conclusion qu'il existe une rupture structurelle en vertu de laquelle les fluctuations des cours du pétrole ont eu un impact significatif sur l'inflation de base avant 1980.

2.2.2 Travaux empiriques récents

La thématique sur les ressources épuisables et grandeurs macroéconomiques a continué à enrichir la littérature au 21^{ème} siècle. En 2008, l'Agence Monétaire de l'Afrique de l'Ouest (AMAO) a étudié l'impact de la fluctuation des cours du pétrole sur l'inflation et le déficit budgétaire dans les Etats membres de la CEDEAO. Cette étude couvre la période 1980-2007 et porte sur sept pays Benin, Burkina Faso, Côte d'Ivoire, Sénégal, Gambie, Ghana et Nigeria. A l'aide de l'application du modèle VAR, les résultats montrent dans un premier temps que l'envolée des cours mondiaux du pétrole a aggravé le déficit des pays importateurs de pétrole et par contre améliorer celui des pays exportateurs de pétrole. Récemment, Bikai et Mboho (2018), après avoir construit un indice de stabilité bancaire, ils montrent à l'aide d'une modélisation VAR structurel appliquée à chaque pays et aux données de la CEMAC sur la période allant de 2000 à 2016 que le choc du cours du pétrole à une influence pouvant atteindre 60% de l'indice de stabilité bancaire. Conformément aux travaux empiriques, nous pourrions dans cet article procéder aussi à une modélisation VAR.

3. METHODOLOGIE

On va à ce niveau présenter les données, les variables, le modèle, ainsi que les techniques économétriques

3.1. Présentation des données, des variables et du modèle.

3.1.1. Présentation des données et des variables

Les données qui ont été retenues s'étalent sur une période allant de 1985 à 2017. Nous avons comme variables : le compte courant (CC), la variation des cours du pétrole (VCP), l'inflation (INFL) et l'investissement (INV). Le tableau ci-dessous résume nos variables, leur description et leurs sources

Table N°1 : Variables et sources de données

Variables	Description	Sources
Compte courant (CC)	Solde du compte courant des biens et services en % PIB	WDI ² 2018
Variations du cours du pétrole (VCP)	Variations interannuelles des cours au comptant du pétrole brut en \$ de référence Brent sur le marché international	WDI 2018
Inflation (INFL)	Inflation du prix à la consommation en % annuel	WDI 2018
Investissement (INV)	Formation brute de capitale fixe en % PIB	WDI 2018

3.1.2. Présentation du modèle empirique

Nous ne pouvons pas encore faire une spécification du modèle proprement dit. En effet, selon les travaux menés par Granger (1969), la spécification d'un VAR est possible si et seulement si les variables sont stationnaires en niveaux, le VECM est construit si les variables sont stationnaires en différence et Cointégrées, et la spécification du ARDL est faite si nous avons des variables I (1) et I (0), mais pas I (2). Toutefois, nous pouvons construire un modèle initial qui prendra par la suite, la forme d'un des trois modèles si dessus. Soit le modèle :

$$CC_{it} = \alpha_{i0} + \beta_{iP} INFL_{it} + \gamma_{iP} INV_{it} + \delta_{iP} VCP_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$$INFL_{it} = \beta_{i0} + \alpha_{iP} CC_{it} + \gamma_{iP} INV_{it} + \delta_{iP} VCP_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$INV_{it} = \gamma_{i0} + \alpha_{iP} CC_{it} + \beta_{iP} INFL_{it} + \delta_{iP} VCP_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$VCP_{it} = \delta_{i0} + \alpha_{iP} CC_{it} + \beta_{iP} INFL_{it} + \gamma_{iP} INV_{it} + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

3.2. Techniques économétriques

3.2.1. Tests de racine unitaire (ou Tests de stationnarité des séries) et test de cointégration des séries.

La modélisation des séries temporelles requiert, pour bien des cas, que celles-ci soient stationnaires³. En règle générale, la détection de la stationnarité d'une série s'effectue à partir de plusieurs tests de racines unitaires ; Mais dans le cadre de notre étude, nous nous limiterons sur les deux tests les plus utilisés à savoir le test de Dickey-Fuller simple ou augmenté (1981) et celui de Phillips-Perron (PP) (1988). Tandis que le test de cointégration a pour but de voir s'il existe une relation de long terme ou d'équilibre entre les différentes variables du modèle. En effet, il y'a cointégration si et seulement si les variables du modèle ont le même ordre d'intégration, et si une combinaison linéaire entre ces variables nous donne un ordre d'intégration inférieur. Le test de cointégration qui pourra être utilisé dans cet article, est le test de cointégration de johansen (1988,1991) puisque nous avons plus de 2 variables.

² World development indicators.

³ La stationnarité fait référence ici à l'ordre d'intégration ; Les travaux les plus marquants dans ce domaine sont ceux de Dickey et Fuller [1979,1981] ; On ajoute aussi ceux de Phillips et Perron (1988), Ouliaris, Park et Philips (1989) et Hylleberg, Engle, Granger et Yoo (1990).

Pays	TCHAD				REPUBLIQUE DU CONGO				RCA			
Variable	CC	VCP	INFL	INV	CC	VCP	INFL	INV	CC	VCP	INFL	INV
ADF+PP	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)

3.2.2. Détermination du retard optimal, estimation du modèle et causalité au sens de Granger.

Avant l'estimation du modèle, nous déterminons d'abord le retard optimal. Le modèle économétrique à estimer appartient à la famille des modèles VAR (VAR, un VECM ou un ARDL). A partir de l'un de ces trois modèles, nous allons faire une analyse de la causalité au sens de Granger entre les variables du modèle : CC, VCP, INFL, INV et leur influence réciproque. Les hypothèses posées sont généralement les suivantes : $H_0 : Y_2$ ne cause pas au sens de Granger Y_1 contre $H_1 : Y_1$ ne cause pas au sens de Granger Y_2 . L'hypothèse de causalité au sens de Granger sous H_1 entre nos variables est retenue si et seulement les coefficients des variables endogènes retardées de chaque variable du modèle sont statistiquement différents de zéro ; si c'est le contraire, on conclut donc qu'il y'a absence de causalité au sens de Granger entre celles-ci.

4. RESULTATS EMPIRIQUES

Nous allons présenter les résultats du test de stationnarité et de cointégration, et les résultats d'estimation du modèle

4.1. Tests de stationnarités et cointégration

Table N°3. Résultats du test de Stationnarité

Pays	CAMEROUN				GABON				GUINEE EQUATORIALE			
Variable	CC	VCP	INFL	INV	CC	VCP	INFL	INV	CC	VCP	INFL	INV
ADF+PP	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)

Source : auteurs à partir de Eviews 9

On conclut que les séries sont stationnaires en différence première, il existe donc un risque de cointégration qu'il convient de vérifier par la suite.

Table N°4. Résultats du test de cointégration de Johansen

	H_0	λ_{trace}	Valeurs lues à 0.05	λ_{max}	Valeurs lues à 0.05
Cameroun	$r=0$	92,51383***	32,11832	44,05047****	32,11832
	$r=1$	48,46336***	25,87211	22,74568	25,82321
	$r=2$	25,71768	25,87211	4,213716****	12,51798
	H_0	λ_{trace}	Valeurs lues à 0.05	λ_{max}	Valeurs lues à 0.05
Congo	$r=0$	52,27032***	47,85613	35,15530***	30,81507
	$r=1$	30,09541***	29,79707	19,82224	24,25202
	$r=2$	12,02627	15,49471	11,22890	14,14769
	H_0	λ_{trace}	Valeurs lues à 0.05	λ_{max}	Valeurs lues à 0.05
Gabon	$r=0$	61,30569***	47,85613	30,66991***	27,58434
	$r=1$	30,63598***	29,79707	19,87769	21,13162
	$r=2$	10,75289	15,49471	7,597904	14,26460
	H_0	λ_{trace}	Valeurs lues à 0.05	λ_{max}	Valeurs lues à 0.05
Guinée Equa	$r=0$	51,25068***	35,01090	34,31556***	24,25202
	$r=1$	16,93512	18,39771	14,64436	17,14769
	$r=2$	2,290763	3,841466	2,290763	3,841466
	H_0	λ_{trace}	Valeurs lues à 0.05	λ_{max}	Valeurs lues à 0.05
RCA	$r=0$	49,41430***	47,865613	28,71895***	27,58434
	$r=1$	20,69535	29,79707	11,71262	21,13162
	$r=2$	8,982730	15,49471	8,358843	14,26460
	H_0	λ_{trace}	Valeurs lues à 0.05	λ_{max}	Valeurs lues à 0.05
Tchad	$r=0$	53,99778***	47,85613	28,83938***	27,58434
	$r=1$	29,15840	29,79707	118,68069	21,13162
	$r=2$	3,164717	3,841466	7,312998	14,26460
	H_0	λ_{trace}	Valeurs lues à 0.05	λ_{max}	Valeurs lues à 0.05

Source : auteurs à partir de eviews 9

Par la statistique de la trace et des valeurs propres, les résultats du test de cointégration de Johansen appliqué sur nos variables, indiquent que pour tous les pays, il existe au moins une relation de cointégration ou d'équilibre entre celles-ci, d'où l'estimation d'un VECM.

4.2 Analyse de la causalité au sens de Granger en zone CEMAC à partir d'un modèle VECM.

On va ici analyser la causalité au sens de Granger sur notre modèle VECM à court terme et s'intéresser aux relations de long terme dans le but de vérifier l'influence des variations du cours du pétrole sur le compte courant en zone CEMAC. En ajoutant le terme de correction d'erreur, le modèle VECM de retard p à estimer s'écrit :

$$\begin{cases} \Delta CC_{it} = \sum_{p=1}^k \alpha_{ip} \Delta CC_{it-p} + \sum_{p=1}^k \beta_{ip} \Delta VCP_{it-p} + \sum_{p=1}^k \gamma_{ip} \Delta INFL_{it-p} + \sum_{p=1}^k \delta_{ip} \Delta INV_{it-p} + \theta_{i1} TEC_{t-1}^{CC} + \varepsilon_{it} & (5) \\ \Delta VCP_{it} = \sum_{p=1}^k \beta_{ip} \Delta VCP_{it-p} + \sum_{p=1}^k \alpha_{ip} \Delta CC_{it-p} + \sum_{p=1}^k \gamma_{ip} \Delta INFL_{it-p} + \sum_{p=1}^k \delta_{ip} \Delta INV_{it-p} + \theta_{i2} TEC_{t-1}^{VCP} + \varepsilon_{it} & (6) \\ \Delta INFL_{it} = \sum_{p=1}^k \gamma_{ip} \Delta INFL_{it-p} + \sum_{p=1}^k \beta_{ip} \Delta CC_{it-p} + \sum_{p=1}^k \alpha_{ip} \Delta VCP_{it-p} + \sum_{p=1}^k \delta_{ip} \Delta INV_{it-p} + \theta_{i3} TEC_{t-1}^{INFL} + \varepsilon_{it} & (7) \\ \Delta INV_{it} = \sum_{p=1}^k \gamma_{ip} \Delta INV_{it-p} + \sum_{p=1}^k \beta_{ip} \Delta CC_{it-p} + \sum_{p=1}^k \alpha_{ip} \Delta VCP_{it-p} + \sum_{p=1}^k \delta_{ip} \Delta INFL_{it-p} + \theta_{i4} TEC_{t-1}^{INV} + \varepsilon_{it} & (8) \end{cases}$$

4.2.1 Résultats du retard optimal et Estimation du modèle VECM

Etant donné que nos variables sont stationnaires en différence première, il est indiqué d'estimer notre modèle en tenant compte du retard 1. Les résultats d'estimations du modèle VECM (1) sont contenus dans le tableau suivant :

Table N°5. Résultats d'estimation du modèle vectoriel à correction d'erreur.

CAMEROUN	VARIABLES DU MODELE				TCE (VA LT)
	ΔCC	ΔVCP	$\Delta INFL$	ΔINV	
$\Delta CC(-1)$	-	1.340317 (0.84395)	0.011953 (0.07980)	0.011953 (0.07980)	0.071089 (0.97427)
$\Delta VCP (-1)$	0.000879 (0.04086)	-	-0.011813 (-0.17805)	-0.000998 (-0.05560)	0.424071 (0.65723)
$\Delta INFL(-1)$	0.064058* (1.69178)	-0.153492 (-0.45842)	-	0.007253 (0.22966)	-1.397182*** (-6.21040)
$\Delta INV(-1)$	-0.662011*** (-3.33754)	-1.710972 (-0.97545)	0.007253 (0.22966)	-	-0.198114*** (-3.25542)
CONGO	VARIABLES DU MODELE				TCE (VA LT)
	ΔCC	ΔVCP	$\Delta INFL$	ΔINV	
$\Delta CC(-1)$	-	0.141505 (0.47144)	-0.022985 (-0.11094)	-0.038579 (-0.25039)	-0.848727*** (-3.04457)
$\Delta VCP (-1)$	0.253514 (1.07671)	-	0.011308 (0.07040)	0.011964 [(0.10015)	0.141505 (0.47144)
$\Delta INFL(-1)$	0.140914 (0.35674)	0.167206 (0.39315)	-	-0.178508 (-0.89072)	0.063355 (0.33311)
$\Delta INV(-1)$	-0.160615 (-0.23556)	-0.474319 (-0.64608)	0.052482 (0.11282)	-	0.244036 (1.72541)
GABON	VARIABLES DU MODELE				TCE (VA LT)
	ΔCC	ΔVCP	$\Delta INFL$	ΔINV	
$\Delta CC(-1)$	-	0.024916 (0.05606)	0.184712 (0.85841)	0.279826* (1.73079)	0.005571 [(0.09751)
$\Delta VCP (-1)$	-0.029892 (-0.21737)	-	-0.060120 (-0.55721)	-0.014160 (-0.17467)	0.031122 (.33618)
$\Delta INFL(-1)$	0.009842 (0.04150)	0.034522 (0.08983)	-	-0.126745 (-0.90662)	0.220191*** (4.91235)
$\Delta INV(-1)$	-0.484542 (-1.11262)	-0.147083 (-0.20842)	0.293931 (0.86023)	-	-0.036085 (-1.07145)
GUINNEE EQUATO	VARIABLES DU MODELE				TCE (VA LT)
	ΔCC	ΔVCP	ΔINF	ΔINV	
$\Delta CC(-1)$	-	-0.905665 (-1.10600)	-0.052351 (-0.44612)	-0.219253 (-0.69764)	-0.141076* (-1.79655)

$\Delta VCP (-1)$	0.122082 (1.31573)	-	0.188974 (0.47782)	0.210790* (1.91304)	-0.010501 (-0.04322)
$\Delta INFL(-1)$.0742317 (.0438921)	0.523960 (1.33859)	-	-0.188971 (-1.25789)	-0.052351 (-0.44612)
$\Delta INV(-1)$	0.102067 (0.80682)	-0.226747 (-0.51608)	0.059994 (0.28272)	-	-0.333598*** (-3.57741)
RCA	VARIABLES DU MODELE				TCE (VA LT)
	ΔCC	ΔVCP	ΔINF	ΔINV	
$\Delta CC(-1)$	-	1.123415 (1.39097)	0.364446 (0.69404)	0.223905 (1.62967)	-0.323060 (-1.32661)
$\Delta VCP (-1)$	0.022099 (0.39421)	-	0.106578 (0.87189)	0.053466* (1.67168)	0.593759 (0.72700)
$\Delta INFL(-1)$	-0.063146 (-0.72759)	- 0.933498*** (-3.20715)	-	0.067044 (1.35402)	-1.052533** (-1.98214)
$INV(-1)$	0.698174** (2.10758)	1.737527 (1.56393)	-0.954285 (-1.32111)	-	-0.526021*** (-3.78605)
TCHAD	VARIABLES DU MODELE				TCE (VA LT)
	ΔCC	ΔVCP	ΔINF	ΔINV	
$\Delta CC(-1)$	-	0.050664 (0.25474)	-0.183060 (-0.92819)	-0.192731 (-1.70810*)	-0.848892 (-3.49697***)
$\Delta VCP (-1)$	0,077695 (0,36782)	-	0,166059 (1,10073)	0,049790 (0,57687)	0,010324 (0,04610)
$\Delta INFL(-1)$	-0,807278*** (-3,10708)	-0,248509 (-1,03684)	-	0,300948* (2,83478)	0,497684** (2,87059)
$\Delta INV(-1)$	-1.651394 (-2.22444**)	-0.047389 (-0.06920)	2.004322 (.7122113)	-	0.277466** (2.79735)

Source : auteurs sur eviews (***), (**), (*) représentent respectivement la significativité statistique des coefficients du modèle à 1%, 5%, et 10%. VA LT= Vitesse d'ajustement vers l'équilibre de long terme.

De manière globale et à court terme, les variations du cours du pétrole n'ont pas d'influence sur le compte courant des biens et services de tous les pays de la zone CEMAC. En effet, il existe une absence de causalité au sens de Granger entre ces variations du pétrole et le compte courant. La justification de cette absence de causalité entre la variation du cours du pétrole et le compte courant pour les 6 pays viendrait du fait que le pétrole ne constitue pas la seule ressource que peut exporter ces pays. En effet, ils disposent d'autres ressources naturelles et d'autres produits vivriers qu'ils pourraient exporter et influencer ainsi leur compte courant. Ces résultats sont proches de ceux de Hooker (1996) et de Darrat et al, pour qui la variation des cours du pétrole n'influence pas les grandeurs macroéconomiques. Pour ce qui est de l'influence des autres variables du modèle, dans le cas du Cameroun, le niveau de l'inflation influence positivement le montant du solde de compte courant du pays, Enfin pour ce pays, le niveau des investissements agit négativement sur la balance de compte courant ; ce résultat pourrait faire débat, mais peut se justifier dans la mesure où la plupart des investissements réalisés par le Cameroun est effectué pour l'achat et l'importation des biens, services et équipements à l'étranger, accentuant ainsi le déficit de notre compte courant. Dans ce contexte, toute augmentation des investissements destinée à importer les biens et services, va tendre à faire baisser la balance commerciale en particulier et donc celle du compte courant en général. Dans le cas du Congo et du Gabon, il n'existe pas de relation de causalité au sens de Granger entre les variations du cours du pétrole et les autres variables macroéconomiques du modèle (INFL, INV). Pour le Tchad, il existe une causalité bidirectionnelle au sens de Granger entre l'investissement et la balance de compte courant. Tandis que lorsque c'est le niveau de l'inflation qui influence négativement le solde de

compte courant, le niveau de l'inflation quant à lui influence positivement le niveau de l'investissement comme chez Gisser et Goodwin (1986). Pour la RCA, l'investissement influence positivement le compte courant, de même que la variation du cours du pétrole influence dans le même sens l'investissement, montrant comme chez Gisser et Goodwin (1986) et Akpan 2009 l'influence positive de la variation du cours du pétrole sur les grandeurs macroéconomiques. Toutefois, il existe une influence négative de l'inflation sur la variation du cours du pétrole pour le même pays. Enfin pour la Guinée Equatoriale, la variation du cours du pétrole influence positivement le niveau d'investissement comme chez Gisser et Goodwin (1986) et Akpan 2009.

A long terme, il s'agit d'identifier la variable économique qui pourra constituer la force de rappel vers l'équilibre pour les différents pays. En effet, l'inflation et l'investissement constitue nos variables de rappel à l'équilibre dans notre analyse avec des vitesses d'ajustements respectives de 1,39% (INFL) et 0.19% (INV) pour le Cameroun, et de 1,05% (INFL) et 0,52% (INV) pour la RCA. Le compte courant peut assurer l'équilibre de long terme pour le Tchad et la République du Congo avec des vitesses d'ajustement identiques de 0,84% chacune. Pour le Gabon, le retour vers l'équilibre est assuré par le niveau de l'inflation à hauteur de 0.220191% de vitesse d'ajustement. Tandis que pour la Guinée Équatoriale, la vitesse d'ajustement de -0.141076% est assurée par le compte courant, et celle de -0.333598% est assurée par le montant de l'investissement.

4.3 analyse des chocs par la fonction de réponse impulsionnelle

Il en découle de nos fonctions de réponse impulsionnelle (voir en annexe 7.1) que l'effet d'une augmentation des cours du pétrole n'a quasiment pas d'effet sur le compte courant des biens et services du Cameroun, du Congo, de la RCA et du Tchad. Par contre tout choc sur le cours du pétrole a des effets escomptés sur les comptes courants de la Guinée Equatoriale.

4.4 Test de robustesse : Tests sur les résidus et de stabilité du modèle

Nous avons appliqué comme test de normalité des résidus le test de Jarque-Bera (1980). IL en ressort de notre étude une normalité des erreurs pour tous les pays de la CEMAC. En ce qui concerne le test d'autocorrélation des résidus, Nous avons appliqué le test du Multiplicateur de Langrange (LM-test) ; Il en découle de ce test une absence d'autocorrélation des erreurs. Quant au test de l'hétéroscédasticité il ressort une absence d'hétéroscédasticité. Nous concluons donc que les résidus sont stationnaires, c'est-à-dire : normalité, absence d'autocorrélation, homoscedasticité, (Kuma, 2018). Notre modèle est statistiquement stable car les valeurs propres par pays sont incluses dans le cercle unité.

5. CONCLUSION

En somme, la variation des cours du pétrole mondial a depuis les chocs des années 70 impacté les grandeurs macroéconomiques dans un cadre spatio-temporels ; Ce qui suscite jusqu'à présent de nombreuses études tant académiques que stratégiques. Compte tenu des fluctuations des cours du pétrole ces dernières décennies, l'effet de la variation des cours du pétrole sur l'équilibre extérieur demeure à l'heure actuelle une question pertinente. Notre article a donc eu pour objectif d'étudier l'effet des variations du cours du pétrole sur le compte courant des pays de la CEMAC. Nous avons adopté l'approche du modèle VECM (vectoriel à correction d'erreur) conformément à la littérature économétrique, sur la période

allant de 1985 à 2017, tout en distinguant les résultats de court et de long terme. Les principaux résultats montrent que : (i) de manière générale, à court terme les variations des cours du pétrole n'influencent pas le compte courant des pays de la zone CEMAC. (ii) pour le Cameroun, il existe une relation de causalité allant du niveau de l'inflation vers le compte courant. De même, le niveau de l'inflation du pays influence positivement le montant du solde de compte courant. (iii) pour le Gabon et le Congo, il n'y a pas de relation de cause à effet entre toutes les autres variables du modèle. (iv) pour la Guinée Equatoriale, il existe une causalité unidirectionnelle allant de la variation du cours du pétrole vers le niveau d'investissement comme chez Gisser et Goodwin (1986). (v) tandis que Pour la RCA, l'investissement influence positivement le compte courant, de même que la variation du cours du pétrole influence dans le même sens l'investissement. (vi) Pour le Tchad, il existe une causalité bidirectionnelle au sens de Granger entre l'investissement et la balance de compte courant. Tandis que lorsque le niveau de l'inflation influence négativement le solde de compte courant, il influence par ailleurs positivement le niveau de l'investissement. (vii) enfin l'analyse des relations de long terme ou d'équilibre nous renseigne de ce que l'inflation et l'investissement constituent nos variables de rappel à l'équilibre dans le cas du Cameroun, la Guinée Equatoriale et la RCA, le compte courant est la variable qui peut assurer l'équilibre de long terme pour le Tchad et la République du Congo et enfin, pour le Gabon, le retour vers l'équilibre est assuré par le niveau de l'inflation. En vertu de tous ces résultats, l'étude recommande à tous ces pays de la CEMAC de fournir davantage d'effort dans la diversification de leur économie afin d'éviter d'être vulnérables aux variations des cours du pétrole.

BIBLIOGRAPHIE

1. Abbas, F. (2017), « *L'impact de la chute des prix du pétrole sur la croissance économique en Algérie* », mémoire de master en sciences économiques, l'université Abderrahmane Mira de Bejaia.
2. Agence Monétaire de l'Afrique de l'ouest (AMAO). (2008), « *Impact des fluctuations des cours du pétrole sur les principaux critères de convergence dans les Etats membres de la CEDEAO* », Freetown, Juin 2008.
3. Agence Nationale de la Statistique et de la Démographie (ANSD). (2013), « *Les causes du déficit structurel du compte courant du Sénégal* », ANSD-2013.
4. Akaike, H., 1974. « *A new look at statistical model identification* », IEEE Transactions on Automatic Control AU-19: 716-722.
5. Aliyu, S. U. R (2009), « *Impact of oil price shock and exchange rate volatility on economic growth in Nigeria : an empirical investigation* », *Research journal of international studies*, Vol.11, No.8, PP.4-15.
6. Akhenaton, I. (2016), « *Volatility of the prices of the mining products and vulnerability of the economy: will the economic growth be blown in RDC?* », MPRA, No.74751.
7. Akpan, E. O. (2009), « *Oil price shocks and nigerias macro economy* », In A Paper Presented at the Annual Conference of CSAE Conference, Economic Development in Africa, March, PP.22-24
8. Artus, P., Autume, A., Chalmin, P. et Chevalier, J-M. (2010), « *Les effets d'un cours du pétrole élevé et volatil* », Conseil d'analyse économique, Paris, 2010-ISBN : 978-2-11-008213 8.

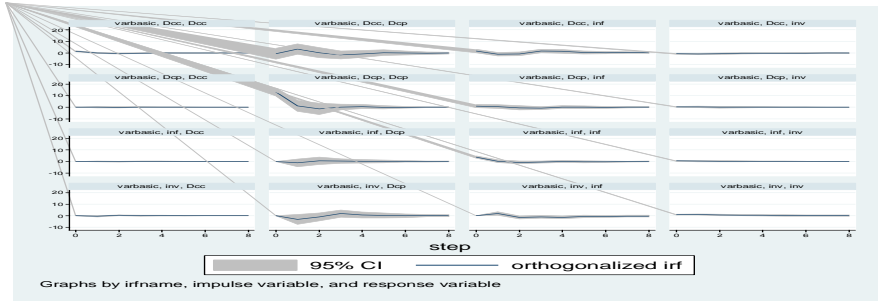
9. Bhagwati, J.N. (1988), "Poverty and Public Policy", *World Development*, No, PP.16, PP.539-654.
10. Bonn International Center for Conversion (BICC). (2010), «*On nous a promis développement-la misère est tout ce que nous avons* », *L'impact du pétrole sur les dynamiques de conflit au Tchad*, Pfarer-Byns-StraBe1 53121.
11. Bikai, J.L. et Mboho, M. M. (2018), «*Stabilité bancaire et stabilité macroéconomique dans la CEMAC* », BEAC Working Paper, BWP No 1é Vol.18, PP. 1-35.
12. Bilmes, L. et Stiglitz, J. (2006), "*The economic costs of the Iraq war: an appraisal three years after the beginning of the conflict*", Working paper 12054, National bureau of economic research.
13. Bohi, D. R. (1991), «*On the macroeconomic effects of energy price shocks* », *Resources and Energy*, Vol.13.
14. Burbidge, J. and Harrison, A. (1984), "*Testing for the effects of oil-price rises using vector autoregression*", *International Economic Review*.
15. Chautard, S. (2007), *Géopolitique et pétrole*, Ed Studyrama.
16. Cerralo, J. (2005), «*Do oil price shocks matter? Evidence from some European countries*», *Energy Economics*, Vol. 25, No. 2, PP. 315-254.
17. Darrat, A.F., O.W. Gilley, and D.J. Meyer (1996). «*US oil consumption, oil prices, and the macroeconomy* ». *Empirical Economics*, 21, 317-334.
18. Dickey, D., Fuller, W., (1979). "*Distribution of the estimators for autoregressive time series*
 - a. *with a unit root*", *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 74, n° 366, Part 1, June, pp 427-437.
19. Dardy, M. (1982), «*The price of oil and World inflation and recession*», *American Economic Review*, Vol.72, No.4, PP.738-751.
20. Dasgupta, P., Heal, G. (1974), "The optimal depletion of exhaustible resources", *The review of economic studies*, Vol. 41, PP. 3-28.
21. Djimrabaye, R. (2005), «*Pétrole et dette : cas du Tchad* », RESAP.
22. Direction Générale des Relations Internationales (DGRIS). (2015), «*Impact de la baisse du prix du pétrole sur les pays producteurs d'Afrique équatoriale (Cameroun, Congo-Brazzaville, Gabon et Guinée équatoriale)* », Groupe de recherche et d'information sur la paix et la sécurité.
23. Englama, A., Duke, O. O., Ogunleye, S., & Isma F. U. (2010). «*Oil Price and Exchange rate Volatility in Nigeria: An Empirical observation* ».
24. Granger C., Newbold P. (1974), «*Spurious regressions in econometrics* », *Journal of Econometrics*, vol 2, p. 111-120.
25. Hamilton, J. (1996). "*This is What Happened to the Oil Price-Macroeconomy Relationship*" *Journal of Monetary Economics*, 38.
26. Hamilton, J. (1983). «*Oil and Macroeconomy since world war II*», *Journal of Political Economy*, Vol.91, No.2 PP.228-248.
27. Hamilton, J. (2005). «*Oil and Macroeconomy*», article prepared for: Palgrave Dictionary of Economics.
28. Hooker, A.M. (1996). «*What happened to the oil price-macroeconomy relationship?* *Journal of Monetary Economics* », 38, 195-213.
29. Hotelling, H. (1931), «*The economics of exhaustible resources* », *the journal of political economy*, vol. 39, P.137-175.
30. INS (2016), *Le Cameroun dans la zone CEMAC*, Chapitre 27.

31. Jarque C.M. et Bera A.K. (1980). « *Efficient tests for normality, homoscedasticity and serial independence of regression residuals* ». *Economics Letters*, 6, 255-259.
32. Johansen, S., (1988). “*Statistical analysis of cointegrating vectors*”. *Journal of Economic*.
33. Kareem S. D. et al. (2012): “*Energy consumption, pollutant emissions and economic growth: China experience*”, *The International Journal of Applied Economics and Finance*, vol. 6, pp 136-147;
34. Kuma,J. K. (2018), « *Le Modèle VAR Structurel: Eléments de théorie et pratiques sur logiciels* », Master, Congo-Kinshasa, cel-01771221.
35. Kurihara, Y. (2015), « *Oil prices and economic growth in developed countries* », *International journal of business and social science*, Vol.6, No.11, PP. 40- 46.
36. Gisser M et Goodwin T (1986), “*le petrol brut et la macroéconomie: mise à l'épreuve de quelques notions populaire:une note*”, *journal de la monnaie du credit et des banques*, vol 18, numéro 1, 95-103.
37. Lee K. S., Ni. and Ratti, R. A. (1995). «*Oil Shocks and the Macroeconomy: The Role of Price Variability* », *Energy Journal*, Vol. 16.
38. Mesbahi, F. Z. (2018), « *Impact de la volatilité des cours du pétrole sur la croissance économique, « Etude économétrique de l'Algérie (1974-2016)* », thèse de doctorat en sciences économiques, l'Université Abou Bekr-Tlemcen, Algérie.
39. Miller, N., Peng, L., et Sklarz, M. (2011), « *House price and economic growth* », *Journal of Real Estate Finance and Economics*, Vol.42, No. 4, PP.522-541.
40. Mork, K. A. (1989). «*Oil and the Macroeconomy when Prices Go Up and Down: An Extension of Hamilton's Results* », *Journal of Political Economy*, 97. *Multiple Equilibrium*. IMF Working Paper wp/89/142, Washington DC.
41. Okpwae, E. D. A. (2016), « *Ressources non renouvelables et croissance inclusive dans l'APPA : une analyse par effet inter temporel et effet spatio-temporel* », mémoire de master en sciences économiques, l'université de Soa.
42. Ratti R. (1995), “*les chocs pétroliers et la macriéconomie:le role de la variabilité des prix*”, *The Enerfy journal*,1995, vol. volume 16, numero 4, 39-56;
43. Pearce, D. et Warford, J.J. (1993), “*World without end, Economics, environment and sustainable development*”, *World Bank and Oxford University Press*.
 - a. Phillips, P.C.B, and Perron, P. (1988) : “*Testing for a Unit Root in Time Series Regression*,” *Biometrika*, 75, 335-346 ;
44. Sachs, J. D., and Warner, A. M. (1995), « *Natural Resource and Economic growth*», *National Bureau of Economic Research, Working paper No. 5398, Cambridge, MA*.
45. Sampson, A. (1976), « *Les sept sœurs* », Paris: Alain Moreau.
46. Sims, C. (1980), « *Macroeconomic and reality*», *Econometrica*, Vol. 48, PP. 1-48.
47. Tchitchoua, J., Mognol, A E. H. W. et Okpwae, E. D. A. (2017), « *Ressources non renouvelables et croissances inclusive dans l'APPA : Analyse par effet inter-temporel*», *Anal de l'UNIGOM*, Vol.7, N.2, PP. 47-68.
48. G. Schwarz (1978), “*Estimating the dimension of a model*”, *The Annals of Statistics*, 6 (2), 461-464, 1978.
49. Zeh, A. S. R. (2017), « *Effets macroéconomiques de la variation des cours du pétrole en zone CEMAC : spécificité du modèle VAR* », mémoire de master en sciences économiques, université de Soa.

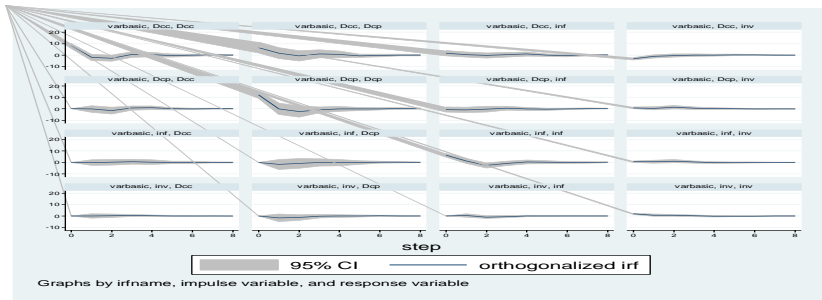
ANNEXES :

Fonctions de réponse impulsionnelles

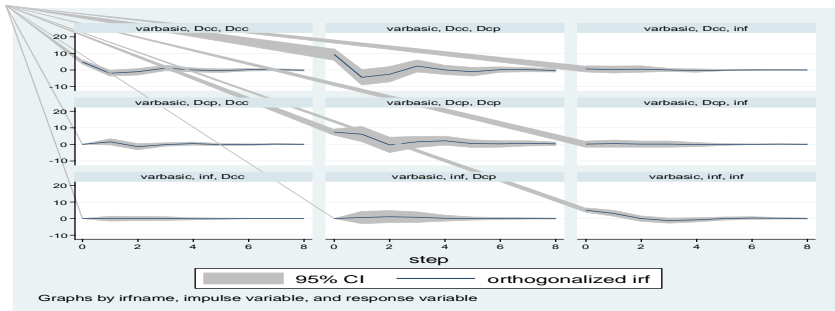
CAMEROUN



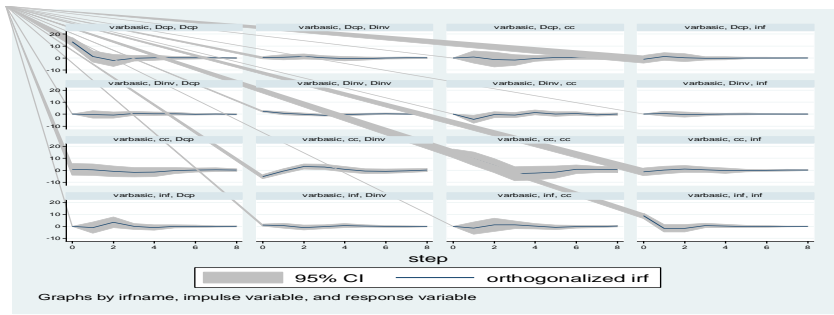
GABON



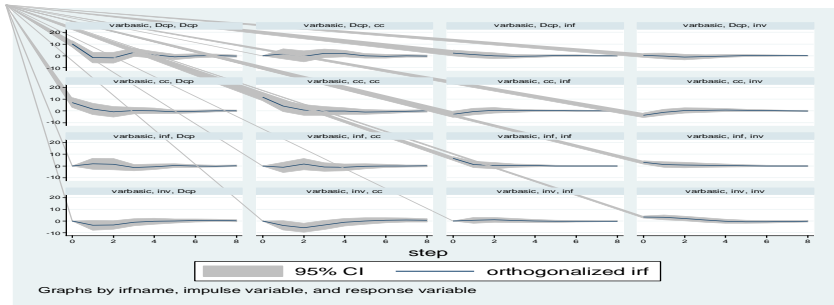
GUINNEE EQUATORIALE



TCHAD



CONGO



RCA

