

**MODELLING THE EFFECT OF OIL PRICE VARIATIONS ON THE  
MACROECONOMIC VARIABLES**

**MODELISATION DE L'INFLUENCE DE LA VARIATION DES PRIX DU  
PETROLE A L'EXPORTATION SUR PRINCIPAUX AGREGATS  
MACROECONOMIQUES**

**\*Ihssane BELARIBI**

*Ecole Nationale Supérieure de Statistique et d'Economie Appliquée*  
[ihssane.belaribi@gmail.com](mailto:ihssane.belaribi@gmail.com)

**Halima ZOUAOUI**

*Ecole Nationale Supérieure de Statistique et d'Economie Appliquée*  
[zouaoui27halima@gmail.com](mailto:zouaoui27halima@gmail.com)

**Reçu le:** 10/02/2021 **Accepté le :** 29/05/2021 **Publication en ligne le:** 29/06/2021

**ABSTRACT:** This work is intended as a contribution to empirical research on the dynamics of oil markets and their effects on the national economy. We use a VAR/VECM model used by several authors such as Mork and Hall (1980), Hamilton (1996), and Mignon and Lardic (2002) in economic studies evaluating the effects of oil shocks. Through the dynamics of VAR (Vector Autoregression), VECM allows us to identify the co-integration relationship (in the long term) between the price of oil for export, trade balance and foreign exchange reserve. The results obtained using the VECM model, are consistent with theory and empirical studies. This indicates that the export price of oil is highly disruptive to the country's economic activity and affects the dynamics of the trade balance and foreign exchange reserves at various levels.

**Keywords:** Algerian economy, oil economy, oil market dynamics, oil shocks, VAR/VECM modelling

**JEL Classification :** (Type de police : Time new roman, Taille de la police 9 normal)

**RESUME :** Ce travail se veut une contribution à la recherche empirique sur la dynamique des marchés pétroliers et leurs effets sur l'économie nationale. Nous utilisons à cet effet une modélisation VAR/VECM employée par plusieurs auteurs tels que Mork et Hall en 1980, Hamilton (1996), et ceux de Mignon & Lardic (2002) dans les études économiques évaluant les effets des chocs pétroliers. Cette modélisation nous a permis de mettre en évidence l'effet des variations du prix du pétrole sur quelques variables macroéconomiques à savoir balance commerciale et réserve de change. Les résultats obtenus à l'aide du modèle VECM s'inscrivent dans la même logique que la théorie et les études empiriques. Ainsi, ces résultats montrent que les variables subissent forte dynamiques les effets de la variation du prix du pétrole et confortent tout à fait la réalité observée.

**Mots clés :** économie algérienne, économie pétrolière, dynamique des marchés pétrolier, chocs pétroliers, modélisation VAR/VECM.

---

\* Auteur Correspondant

## **1. INTRODUCTION :**

Le secteur des hydrocarbures représente le pourcentage le plus élevé dans le PIB des pays qui le produisent à savoir : Arabie-saoudite, émirats-arabes, Algérie, et il constitue désormais leurs principales richesses. À partir des années 2000, avec l'avènement de la mondialisation des économies financières, le pétrole est devenu non seulement une énergie stratégique mais aussi une commodité spéculative. L'Algérie étant un pays producteur et exportateur de pétrole brut, son économie est fortement dépendante des revenus des hydrocarbures.

Les études sur l'évolution historique du marché pétrolier, nous permettent de constater qu'il est fortement affecté par des bouleversements économiques et politiques à l'échelle mondiale à savoir : (demande mondiale en pétrole, croissance économique mondiale, lutte géopolitique, le dollar), ce qui nous permet de dire qu'il est en constante évolution et mutation. En revanche, « chaque mutation a engendré des crises majeures qui se sont traduites par de fortes variations du prix du pétrole ».

La stratégie économique de l'Algérie est fondée sur la rente pétrolière, aussi tout événement qui ébranlerait la demande internationale ou engendrerait une faiblesse durable des prix du pétrole se traduirait par un fort amenuisement des gains à l'exportation et aurait des conséquences dramatiques sur l'économie algérienne.

C'est dans ce cadre que s'inscrit notre étude, dont l'objectif principal est d'apporter une réponse à la problématique de « l'influence de la variation du prix du pétrole à l'exportation sur principaux agrégats macroéconomiques ».

- à cette fin nous nous interrogeons sur : structure du modèle qui nous permet de mettre en évidence de relations (corrélations) entre l'évolution du prix du pétrole à l'exportation pendant la période 2000-2019 et celle des principaux agrégats macroéconomiques et financiers répondra à notre questionnement sur la forte dépendance de l'économie algérienne à l'égard d'une seule ressource financière extérieure.

La volatilité du prix du pétrole brut sur le marché mondial confirme la pertinence de notre sujet et l'intérêt des hypothèses de base posées :

- hypothèse 1 : toute variation du prix du pétrole brut à l'exportation en économie ouverte ou soutenue, se traduit par une évolution croissante ou décroissante des agrégats économiques et donc de la dynamique de la croissance de l'économie.

Les études effectuées dans ce domaine en Algérie sont rares malgré l'importance de la problématique pour la théorie économique et pour les « policy-makers », elles se veulent surtout de portée théorique contribuant à la recherche académique.

Notre travail s'appuie sur les enseignements de la théorie économique et de l'instrumentation économétrique et se veut une représentation de la réalité economico-financière de l'Algérie pendant la période 2000-2019.

Afin de mener à bien notre investigation, nous soulevons les questions suivantes :

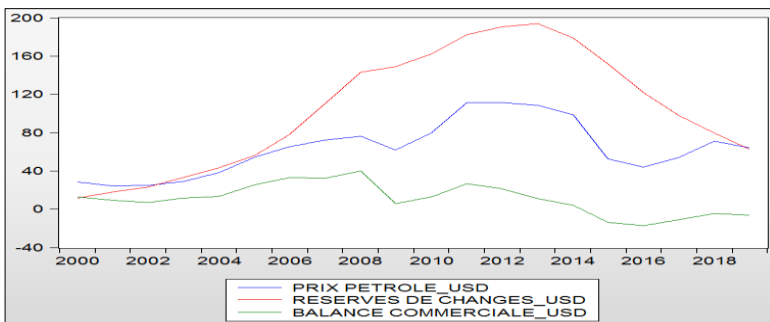
- démarche à suivre afin de mettre en évidence l'effet de la variation du prix de pétrole sur principaux agrégats macroéconomiques ?
- élaboration d'un modèle économétrique VECM?

## 2. IMPACT DE L'EVOLUTION DU PRIX DU PETROLE SUR LES PRINCIPALES VARIABLES MACROECONOMIQUES :

La forte contribution des hydrocarbures dans les exportations totales de notre pays l'Algérie exportateurs d'hydrocarbures, rend notre économie vulnérable aux fluctuations du prix du pétrole brut à l'exportation, qui se traduisent, dans la plupart des cas, par une instabilité macroéconomiques et par une fragilité de la position extérieure du pays.

De ce fait, en premier temps nous aborderons les effets des variations du prix du pétrole sur notre économie algérienne.

**Figure N° 1: retrace l'évolution du prix du pétrole brut à l'exportation, réserve de change et balance commerciale durant la période (2000-2019) en milliards de Dollars US.**



Source : Résultat Eviews, Etablie par nous-même selon les données des différents rapports de l'office national des statistiques, Ministre de finance (Direction Générale de la Prévision et des Politiques, et Banque d'Algérie (2015, 2016,2017, 2018 et 2019).

L'analyse de l'évolution des réserves de changes (RC) et de la balance commerciale (BC) durant la période (2000-2019), connaît beaucoup de variations liées aux fluctuations du prix du pétrole, elle nous fait ressortir plusieurs points :

La période, (2000-2008), le solde de la balance commerciale s'est amélioré aussi bien au niveau des exportations, passant de 12,86 milliards de dollars US en 2000 à 39,82 milliards de dollars US en 2008. Les réserves de change, quant à elles ont enregistré une hausse, passant respectivement de 11,19 milliards de dollars US en 2000 à 143,10 milliards de dollars US en 2008.

Cette augmentation est due à l'évolution favorable des prix des hydrocarbures durant cette période qui s'est matérialisée par des recettes provenant des hydrocarbures.

Cependant, l'année 2009 est une année particulière pour l'Algérie, conséquence d'une chute de l'excédent commercial de 85,2% suite à la baisse des exportations d'hydrocarbures, conséquence, elle-même, de la baisse du prix du pétrole de 18,9%. et les réserves de change de 4,1%, Alors que les importations ont diminué que de 1,55% par rapport à 2008. D'où la baisse du taux de couverture des importations par les exportations de 120% en 2009 contre 206% durant l'année 2008.

Le choc externe de 2009 s'est largement contracté en 2010, confirmant la viabilité de la balance des paiements.

Durant la période (2013-2014), selon le rapport n°49 de la BA(2015), les prix du pétrole, exprimés en dollar, ont chuté d'environ 50 %, pendant que le dollar s'est fortement apprécié par rapport à l'euro et à d'autres devises.

La période de (2015-2016), est marquée par la chute brutale des prix du pétrole à 52,38 dollars le baril et à 43,73 dollars le baril, et des exportations d'hydrocarbures en 2015 et 2016 (-55,1 %), conjuguée au niveau atteint par les importations de biens, malgré leurs baisses en 2015 et 2016 (-17,1 %)†, s'est traduite par des déficits très élevés de soldes de la balance commerciale de (-13,71) milliards de dollars en 2015 et de (-17,06) milliards de dollars en 2016, ainsi les réserves de change subissent l'impact de cette chute brutale, elles se sont dégradées, passant respectivement de 152 milliards de dollars en 2015 à 122 milliards de dollars en 2016.

La période de (2017-2018), nous indique la remontée des prix du pétrole de (23,9 %) et des exportations ont permis la réduction du déficit de la balance commerciale, passant de (-10,86) milliards de dollars en 2017 à (-4,53) milliards de dollars en 2018, en effet, les réserves de change sont passées de 79,88 milliards de dollars en 2017 à 97,33 milliards de dollars en 2018.

Pour conclure, ce niveau de déficit demeure cependant élevé et des efforts supplémentaires et orientés de réduction de l'absorption, jusqu'à 2019, seront nécessaires pour assurer la viabilité de la balance des paiements.

L'évolution des prix du pétrole à l'exportation fait ressortir cette tendance baissière, les prix du pétrole passant de 71,31 dollars le baril en 2018 à 64,21 dollars le baril en 2019, la balance commerciale, passant de (-4,53) milliards de dollars en 2018 à (-6,11) milliards de dollars en 2019, de même les réserves de change sont passées de 97,33 milliards de dollars en 2018 à 62,6 milliards de dollars en 2019.

La corrélation qui existe entre les prix du pétrole et le solde de la balance commerciale est due à la domination des hydrocarbures dans nos exportations. L'Algérie a un problème dans la diversification de ces exportations à cause de la concentration sur un seul secteur qui est le secteur des hydrocarbures, les cinq dernières années témoignent d'une absence d'une politique de promotion des autres secteurs comme l'industrie et l'agriculture qui représentent des alternatives pour l'augmentation de la production nationale ce qui diminue par suite le recours aux importations.

---

† Banque d'Algérie, « note de conjoncture : Tendances financières et monétaires 2017 », 2017, p.32

### 3. MODELISATION ECONOMETRIQUE :

La présente étude basée sur une modélisation VAR/VECM qui permettra d'analyser l'impact de variations du prix du pétrole sur les grandeurs macroéconomiques algériennes (balance commerciale et réserve de change). Les résultats de la modélisation sont obtenus par le logiciel EVIEWS version 8 comme suit:

#### 3.1. Etude de la stationnarité des variables :

Avant de procéder à une quelconque estimation en économétrie des séries temporelles, il convient de s'interroger sur la stationnarité des séries en question en utilisant dans notre cas le test de Dicky Fuller, appliqué sur les variables composées du logarithme, indique que les séries LPPB, LBC, et LRC sont stationnaires après les avoir différenciées une fois. Les statistiques ADF calculées sur les variables différenciées sont toutes inférieures à la statistique critique au seuil de 5 % selon les différents retards. En somme, ses séries sont intégrées d'ordre 1. En effet, une série est dite est intégrée d'ordre 1 si elle ne devient stationnaire qu'après être différenciée une fois.

#### 3.2. Détermination du nombre optimal de retard (VAR optimal)

Une fois les séries sont stationnaires, elles peuvent être utilisées dans la modélisation VAR. Ensuite il s'agit de déterminer le nombre de décalage qui est nécessaire pour effectuer les étapes suivantes. Selon le tableau ci-dessous,  $p=1$

**Tableau N° 1 : Retard optimal et critères d'informations**

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-7.313176	NA	0.000676	1.213315	1.360352	1.227931
1	20.29139	42.21875*	7.77e-05*	-0.975458*	-0.387307*	-0.916994*
2	26.01944	6.738876	0.000130	-0.590522	0.438742	-0.488211

\* indicates lag order selected by the criterion  
 LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)  
 FPE: Final prediction error  
 AIC: Akaike information criterion  
 SC: Schwarz information criterion  
 HQ: Hannan-Quinn information criterion

Source : Résultats EVIEWS 8, obtenu par nous-même par des données déjà étudié précédemment.

Nous allons donc procéder au test de Johansen sur un modèle VAR(1).

**3.3. Etude de la Co-intégration**

Le test de cointégration de Johansen indique la présence d'une relation de cointégration.

**Tableau N° 2 : Relation de cointégration par le test de la trace**

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)				
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.727819	38.75054	29.79707	0.0036
At most 1	0.551505	15.32736	15.49471	0.0530
At most 2	0.048448	0.893898	3.841466	0.3444

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level  
 \* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level  
 \*\*MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Source : Résultats EVIEWS 8, obtenu par nous-même par des données déjà étudié précédemment.

Nous concluons qu'il existe qu'une relation de contégration.

**Tableau N° 3 : Relation de cointégration par le test de la valeur propre maximale**

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)				
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.727819	23.42318	21.13162	0.0234
At most 1 *	0.551505	14.43346	14.26460	0.0470
At most 2	0.048448	0.893898	3.841466	0.3444

Max-eigenvalue test indicates 2 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level  
 \* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level  
 \*\*MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Ces résultats nous conduisent à l'étape suivante de l'estimation de la relation de long et de court terme de l'équation de prix du pétrole brut à l'exportation dans le cadre d'un modèle vectoriel à correction d'erreur (VECM).

**3.4. Estimation du modèle VECM**

L'utilisation du modèle VECM dépend du test de cointégration des variables du modèle. Nous venons de montrer que les séries de notre modèle de long terme sont cointégrées, donc l'estimation d'un modèle VECM est envisagée (voir cours de tronc commun de Hurlin C. de U.F.R Economie Appliquée<sup>‡</sup>), et définie par l'équation des relations de cointégration de long et de court terme s'écrit de la manière suivante :  $D(LPPB) = A(1,1)*(B(1,1) * LPPB(-1) + B(1,2) * LBC (-1) + B(1,3) * LRC + B(1,4)) + C(1,1) * D(LPPB) + C(1,2) * D(LBC(-1)) + C(1,3)* D(LRC(-1)) + C(1,4)$

L'estimation du modèle VECM se déduit du tableau figurant ci-dessous.

<sup>‡</sup> HURLIN C. « Econométrie appliquée, séries temporelles : Représentation VAR et Cointégration, chapitre 5 », 2002, pp.44-46

Tableau N° 4 : Estimation du modèle VECM

Vector Error Correction Estimates			
Date: 05/15/20 Time: 11:37			
Sample (adjusted): 2002 2019			
Included observations: 17 after adjustments			
Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]			
Cointegrating Eq:		CointEq1	
LPPB(-1)		1.000000	
LBC(-1)		-2.684785	
		(0.77522)	
		[-3.46325]	
LRC(-1)		-0.595306	
		(0.05611)	
		[-10.6097]	
C		-28.18884	
Error Correction:		D(LPPB)	D(LBC)
CointEq1		-0.473380	-0.179429
		(0.14881)	(0.11623)
		[-3.18105]	[-1.54378]
D(LPPB(-1))		0.637282	0.471747
		(0.27953)	(0.21832)
		[ 2.27983]	[ 2.16079]
D(LBC(-1))		0.067223	-0.208035
		(0.40885)	(0.31760)
		[ 2.16531]	[-0.65502]
D(LRC(-1))		1.059965	0.200195
		(0.38125)	(0.29777)
		[ 2.78024]	[ 0.67232]
C		-2.444961	-1.770899
			-0.704130

Source : Résultats EViews 8, obtenu par nous-même par des données déjà étudié précédemment.

L'équation retenue permet de constater que la valeur du coefficient de rappel est négative (-0.473380) et significative au seuil de 5% (3,18 est supérieur à t- STUDENT en valeur absolue > 1,96). Nous pouvons à cet effet valider l'hypothèse de représentation sous forme ECM des variables du modèle et interpréter la relation de long terme.

L'équation globale du modèle est donnée par la relation suivante (équation (1)) :

$$DLPPB = -0.473380 (LPPB(-1)) - 2.684785 * LBC(-1) - 0.595306 * LRC(-1) - 28.18884 + 0.637282 * D(LPPB (-1)) + 0.067223 * D(LBC (-1)) + 1.059965 * D(RC (-1)) - 2.444961.....(1)$$

De cette équation (1), nous déduisons l'équation (2) de la relation de long terme, qui est comme suit :

$$DLPPB = - 2.684785 * LBC(-1) - 0.595306 * LRC(-1) - 28.18884)..... (2)$$

#### 4. INTERPRETATION DES EQUATIONS DES RELATIONS DE COURT ET LONG TERME

Les relations de correction d'erreur matérialisent la combinaison conjointe entre les relations de long et de court terme. Au centre de ces deux relations, nous avons le coefficient de rappel « A » qui vaut dans l'équation du modèle -0.473380. Cette valeur représente la vitesse avec laquelle il y'a un retour à l'équilibre après un choc.

La force de rappel  $A = -0.473380$  étant négative, cela signifie que lorsqu'une variable à l'instant  $t$  s'écarte de l'équilibre de long terme, la vitesse de retour à l'équilibre après cet écart (choc) vaut  $0.473380$ . De manière plus simple, s'il y a un choc sur l'équilibre de long terme, il faudrait  $2,11$  ans ( $1/0.473380$ ) soit, au moins deux ans pour revenir à la situation d'équilibre après un choc.

Nous remarquons que cette période d'écart entre la survenance d'un choc et le retour à l'équilibre stable de long terme est relativement longue. Ce résultat est sûrement dû à la situation de la plupart des pays africains comme l'Algérie, où les stratégies de politiques économiques de maîtrise de la croissance des prix du pétrole brut à l'exportation, ne sont pas mises en place au moment opportun.

Nous devons interpréter les coefficients du modèle en termes d'élasticité avec un seuil de signification de 5%.

#### **4.1. Interprétation de la relation de court terme :**

La relation de court terme est une partie de l'équation (1), elle est constituée des expressions contenant le signe  $D$  (série différenciée). L'interprétation de la relation de court terme se fera au moyen de la causalité et des élasticités.

##### **4.1.1. Analyse de la causalité :**

D'après la spécification de l'équation (1), les variables qui sont causées à court terme par la variation du prix du pétrole brut à l'exportation sont  $DLPPB (-1)$ ,  $DLBC$  (balance commerciale),  $DLRC$  (réserve de changes).

Le niveau de significativité des liens de causalités de cette variation du prix du pétrole brut à l'exportation sur ces variables est néanmoins différent (voir annexe). En effet, les liens de causalités de la série  $DPPB$  sur les séries  $DPPB (-1)$ ,  $DLBC (-1)$ ,  $DLRC (-1)$  est significatif au seuil de 5 % (statistiques de student calculées sont toutes supérieures au quantile 1,96).

L'effet de variation des prix du pétrole brut à l'exportation ( $DPPB$ ) sur les séries,  $DLBC$  et  $DLRC$  est positif.

##### **4.1.2. Elasticité**

Comme la nature des effets entre la variation du prix du pétrole brut à l'exportation et les séries explicatives ont été identifiés par le biais de l'analyse de la causalité, il convient aussi d'interpréter les élasticités obtenues.

L'élasticité du prix du pétrole brut à l'exportation par rapport à la balance commerciale vaut  $0,067$ . Ainsi, lorsque le prix du pétrole brut à l'exportation augmente d'une unité, la balance commerciale augmente, de  $0,067\%$ . A cet effet, l'augmentation du prix du pétrole brut à l'exportation augmente significativement le niveau de balance commerciale. L'hypothèse selon laquelle la variation du prix du pétrole brut à l'exportation admet un effet positif et significatif sur la balance commerciale est vérifiée pour l'Algérie.



En effet, l'élasticité des prix du pétrole brut à l'exportation par rapport aux réserves de changes vaut 1,059. En déduit, l'augmentation d'une unité de prix du pétrole brut à l'exportation entraîne significativement 1,059 % de gain sur le niveau des réserves de changes. Ainsi l'hypothèse selon laquelle la variation du prix du pétrole brut à l'exportation influe positivement les réserves de change est validée.

L'élasticité du prix du pétrole brut à l'exportation à la période (t) par rapport à elle-même à la période précédente (t-1) est positive et vaut 0,637. Cela signifie qu'une augmentation d'une unité de prix du pétrole brut à l'exportation à la période (t), entraîne une augmentation de 0,637 % de cette même variation à la période donnée (t-1). Ce résultat est sûrement dû au fait que le taux de variation du prix du pétrole brut à l'exportation évolue de manière instantanée.

#### **4.2. Interprétation de la relation de long terme :**

La relation de long terme est celle qui est représentée par l'équation (2). Comme précédemment, nous présenterons l'analyse de la causalité et l'interprétation des élasticités.

##### **4.2.1. Analyse de la causalité**

La spécification de la relation de long terme (équation 2) nous montre que la série LPPB cause les séries LBC et LRC. Les liens de causalité de la série LPPB sur les variables LBC et LRC est significatif au risque de 5 %. En effet les statistiques de tests relatives aux coefficients des séries (3.46325 et 10.6097) sont supérieures en valeur absolue à 1,96.

La nature de la causalité de la variation du prix du pétrole brut à l'exportation sur les séries étudiées diffère d'une série à une autre. En effet, la série de variation du prix du pétrole brut à l'exportation cause positivement le niveau des séries LBC et LRC.

##### **4.2.2. Elasticité**

L'interprétation des élasticités de long terme n'est pas la même que celle des élasticités de court terme. Les coefficients déterminés sur la relation de long terme ne sont pas ceux qu'on utilise pour interpréter les élasticités. La détermination des élasticités de long terme se fait par le rapport des coefficients des variables explicatives sur la valeur de force de rappel.

Ainsi, l'élasticité de long terme du prix du pétrole brut à l'exportation par rapport au niveau de la balance commerciale (BC) est de 5,67 (2,684785/0,473380), ce qui signifie qu'une augmentation d'une unité du prix du pétrole brut à l'exportation augmente significativement près de 5,67 % le niveau de la balance commerciale. L'application de la théorie économique sur la relation de long terme montre que la variation du prix du pétrole brut à l'exportation a un effet significativement positif sur la balance commerciale. Ainsi, l'hypothèse d'effet positif et significatif à long terme de la variation des prix du pétrole brut à l'exportation sur la balance commerciale est par conséquent vérifiée pour l'Algérie.

L'élasticité de l'évolution du prix du pétrole brut à l'exportation par rapport aux réserves de changes vaut 1.27 (0,595306/0,473380). Ce qui signifie, qu'une augmentation d'une unité du niveau du prix du pétrole brut à l'exportation augmente significativement 1,27 % le niveau

des réserves de changes. Les prix du pétrole brut à l'exportation vont à cet effet favoriser les réserves de changes à long terme. Ce qui est confirmé à l'hypothèse économique.

L'hypothèse d'effet positif et significatif de la variation des prix du pétrole brut à l'exportation sur les réserves de changes pour l'Algérie est vérifiée à long terme.

L'analyse des relations de long et de court terme nous a permis de diagnostiquer les effets directs entre la variable à expliquer et les variables explicatives du modèle. Les résultats obtenus pour l'Algérie ont tous vérifié les hypothèses fixées au début de cette étude.

En sus de ces résultats statistiques, les tests économétriques de certaines hypothèses sur lesquelles reposent la formulation du VECM ne pas concluants, c'est notamment le test de normalité.

## **5. CONCLUSION :**

Après l'étude de l'évolution du marché pétrolier notre objectif porte sur l'identification de la relation du prix du pétrole brut à l'exportation et des principaux agrégats macroéconomiques, au nombre de deux (2) que nous avons privilégiés à savoir : Balance Commerciale et réserve de change.

Les résultats ont été obtenus par l'utilisation de la modélisation multi-variée, pour atteindre les objectifs fixés. Ce modèle est principalement utilisé dans les travaux de modélisation de l'activité économique par Mork et Hall (1980), Carruth, Hooker & Oswald (1998), Burbidge et Harrison (1984), Hamilton (1996) et ceux de Mignon & Lardic ;(2002).

Au moyen de ce modèle, nous avons estimé les relations de court et de long terme entre le prix du pétrole brut à l'exportation et les variables macroéconomiques : Balance Commerciale et réserve de change.

Nous avons identifié qu'à court terme, la variation du prix du pétrole à l'exportation hausse le niveau de la balance commerciale et réserve de change pour l'Algérie, aussi bien à court terme qu'à long terme avec toutefois variable une intensité variable en fonction de la valeur du coefficient de force de rappel de notre modèle.

L'analyse des différentes relations pouvant exister entre ces variables, nécessite toujours le recours à l'estimation et à la détermination des paramètres du modèle rassemblant ces variables, avant de procéder à l'application des tests appropriés.

Les résultats sont conformes à nos attentes et s'inscrivent pleinement dans les représentations théoriques et pratiques connues. Les tests réalisés après l'étude de la stationnarité : test de la co-intégration et les élasticités valident nos conclusions.

Quoi qu'il en soit, les résultats dégagés demeurent partiels et limités, malgré le fait qu'ils soient solides en satisfaisant à une série complète de tests statistiques. Ils doivent néanmoins être abordés avec précaution car ils portent sur un nombre réduit de facteurs assujettis à des fortes perturbations. D'autres facteurs complémentaires comme le facteur naturel (climatique) ou le facteur humain, comme l'ont démontré les pays de tensions en Asie et Moyen Orient (conflit armé en Irak, Syrie,...), peuvent être intégrés dans l'analyse.

En effet, les différents chocs pétroliers susciteront la mise en place de politiques économiques favorables au développement des énergies renouvelables et de l'énergie nucléaire.

Les conclusions tirées doivent conduire les décideurs politiques à développer des stratégies de croissances favorables à une réduction de la dépendance de l'économie de la rente pétrolière.

#### **BIBLIOGRAPHIE :**

1. **ALAIN N.**, « *Comprendre de l'économie mondiale* », Ed Ellipses, 1995, Paris.
2. **ABEL A.B. and BERNANKE B.S.**, « *Macroeconomics* », 4ème Ed. Addison-Wesley Longman, 2001, Boston.
3. **BOURBONNAIS R.**, « *Econométrie; manuel et exercice corrigé* », 7e Ed Dunod, 2008, Paris.
4. **BOURBONNAIS R. et TERRAZA M.**, « *Analyse des séries temporelles en économie* », Ed Dunod, 2004, Paris.
5. **BOURBONNAIS R.**, « *Econométrie; cours et exercices corrigés* », 9e Ed Dunod, 2005, Paris.
6. **CADORET I.**, « *Econométrie appliquée : méthodes, applications, corrigés* », Ed. Print book, 2005, Bruxelles.
7. **CHALABIF.**, « *la géopolitique du pétrole : Un nouveau marché, des nouveaux risques, des nouveaux mondes* », Ed Technique, 2005, Paris.
8. **ENGLE R. F.**, « *Autoregressive conditional heteroskedasticity with estimates of the variance of the United Kingdom inflation* », *Econometrica*, 50, 1982, p.987-1007.
9. **HURLIN C.**, « *Econométrie appliquée, séries temporelles : Représentation VAR et Cointégration, chapitre 5* », 2002, pp.44-46
10. **MIGNON V. et LARDIC S.**, « *Econométrie des Séries Temporelles Macroéconomiques et Financières* », *Economica*, 2002, Paris.
11. **NELSON D. B.**, « *Conditional heteroscedasticity in asset returns: A new approach* », Ed *Econometrica*, 59, 1991, p.347-370.
12. **PERCEBOIS J.**, « *Economie de l'énergie* », Préface de Mainguy Yves, Ed *Economica*, 1989.
13. Algerian Petroleum Institutue. 03(01), Janvier 2009.
14. **ABEYSINGHE T.**, « *Estimation of direct and indirect impact of oil price on growth* », *Economic letters*, 73, 2001, p.147-153.
15. **AKRAM. Q. F.**, « *Oil prices and exchange rates, Norwegian evidence* », *The Econometrics Journal*, 7, 2009, p. 476–504.
16. **Banque d'Algérie**, « *note de conjoncture : Tendances financières et monétaires 2017* », 2017, p.32.
17. **ACHOUR T.Y.**, « *L'analyse de la croissance économique en Algérie* », thèse de doctorat en Science Economique, Université Abou Bekr Belkaid, 2014, Tlemcen, Algérie.

18. OUCHICHI M., « L'obstacle politique aux réformes économiques en Algérie », thèse de doctorat en Science Politique, Université Lumière Lyon 2, 2011, p. 32

ANNEXES :

Figure n°1 : Corrélogramme de l'évolution de la série PPB

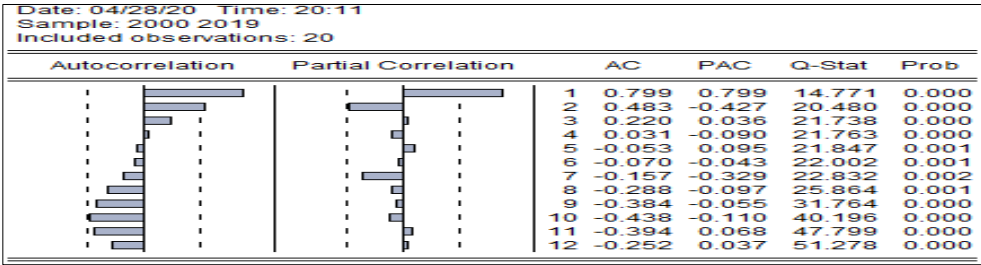


Figure n°2 : Corrélogramme de l'évolution de la série BC

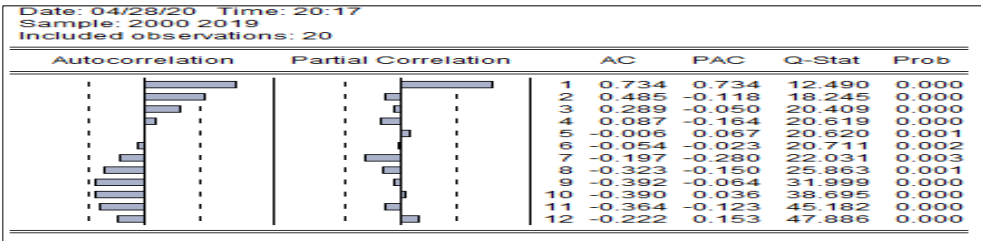


Figure n°3 : Corrélogramme de l'évolution de la série RC

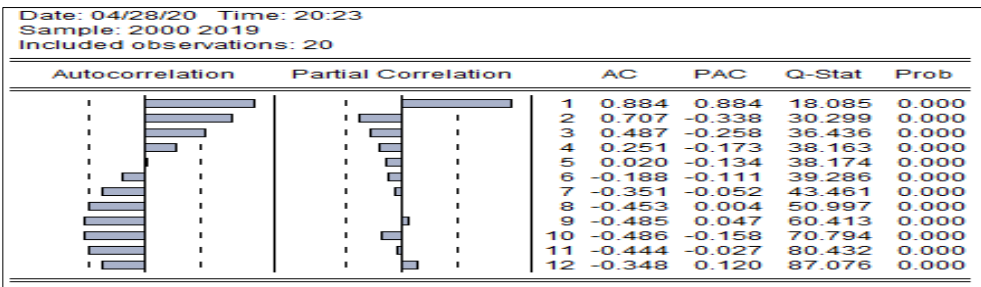


Figure n°4 : Corrélogramme de l'évolution de la série LPPB

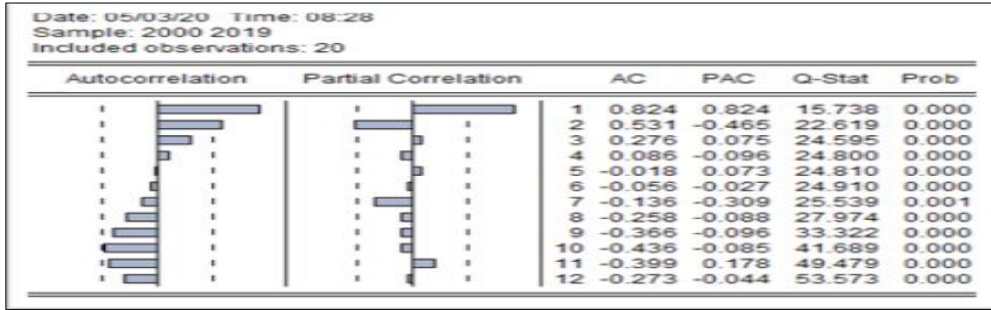


Figure n°5 : Corrélogramme de l'évolution de la série LBC

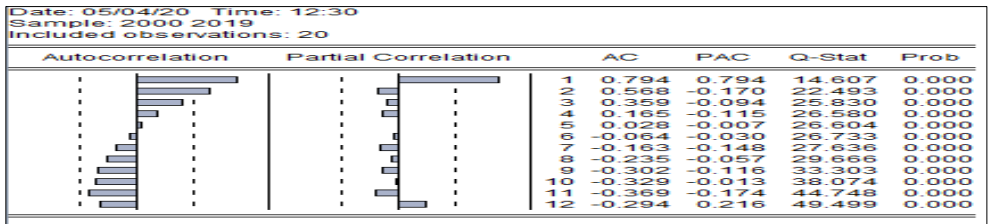


Figure n°6 : Corrélogramme de l'évolution de la série LRC

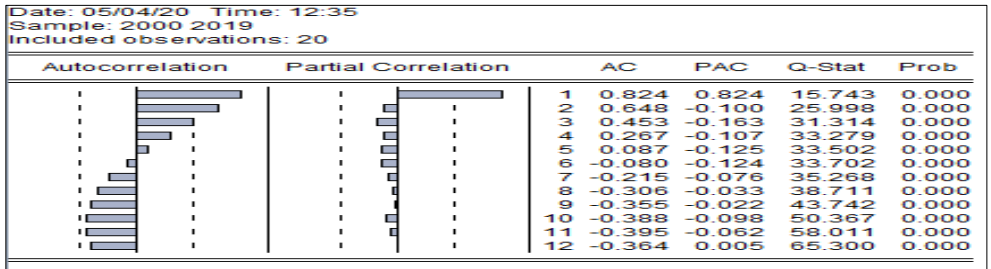


Tableau n° 1 : Test ADF sur la série LPPB (modèle 3)

Null Hypothesis: LPPB has a unit root  
Exogenous: Constant, Linear Trend  
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlags=4)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.075003	0.5241
Test critical values:		
1% level	-4.571559	
5% level	-3.990314	
10% level	-3.286909	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.  
Warning: Probabilities and critical values calculated for 20 observations and may not be accurate for a sample size of 18

Augmented Dickey-Fuller Test Equation  
Dependent Variable: D(LPPB)  
Method: Least Squares  
Date: 05/04/20 Time: 16:45  
Sample (adjusted): 2002 2019  
Included observations: 18 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LPPB(-1)	-0.281804	0.135809	-2.075003	0.0569
D(LPPB(-1))	0.449810	0.222400	2.022522	0.0627
C	1.146843	0.482233	2.378193	0.0322
@TREND("2000")	0.003161	0.012492	0.253027	0.0392
R-squared	0.393902	Mean dependent var		0.053634
Adjusted R-squared	0.264023	S.D. dependent var		0.244912
S.E. of regression	0.210108	Akaike info criterion		-0.089254
Sum squared resid	0.618033	Schwarz criterion		0.108597
Log likelihood	4.803372	Hannan-Quinn criter.		-0.061981
F-statistic	3.032854	Durbin-Watson stat		1.854168
Prob(F-statistic)	0.064550			

**Tableau n° 2 : Test ADF sur la série DLPPB (modèle 3')**

Null Hypothesis: D(LPPB) has a unit root				
Exogenous: Constant, Linear Trend				
Lag Length: 3 (Automatic - based on SIC, maxlag=4)				
			t-Statistic	Prob.*
<b>Augmented Dickey-Fuller test statistic</b>				
			-4.065449	0.0303
Test critical values:				
1% level			-4.238363	
5% level			-3.759743	
10% level			-3.324976	
*Mackinnon (1996) one-sided p-values.				
Warning: Probabilities and critical values calculated for 20 observations and may not be accurate for a sample size of 15				
<b>Augmented Dickey-Fuller Test Equation</b>				
Dependent Variable: D(LPPB,2)				
Method: Least Squares				
Date: 05/06/20 Time: 10:38				
Sample (adjusted): 2005 2019				
Included observations: 15 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LPPB(-1))	-2.321825	0.571112	-4.065449	0.0028
DLPPB(-1,2)	1.459628	0.439753	3.319209	0.0090
D(LPPB(-2,2))	0.772220	0.357924	2.157407	0.0593
D(LPPB(-3,2))	0.559978	0.287330	2.143209	0.0516
C	0.600668	0.264638	2.284799	0.0153
@TREND("2000")	-0.055613	0.018988	-2.928874	0.0168
R-squared	0.722415		Mean dependent var	-0.025879
Adjusted R-squared	0.568202		S.D. dependent var	0.297859
S.E. of regression	0.195727		Akaike info criterion	-0.135014
Sum squared resid	0.341713		Schwarz criterion	0.148206
Log likelihood	7.012604		Hannan-Quinn criter.	-0.138031
F-statistic	18.84880		Durbin-Watson stat	2.308595
Prob(F-statistic)	0.022017			

**Tableau n° 3 : Test ADF sur la série LBC (modèle 3)**

Null Hypothesis: LBC has a unit root				
Exogenous: Constant, Linear Trend				
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=4)				
			t-Statistic	Prob.*
<b>Augmented Dickey-Fuller test statistic</b>				
			-1.714953	0.7043
Test critical values:				
1% level			-4.532598	
5% level			-3.073616	
10% level			-3.277364	
*Mackinnon (1996) one-sided p-values.				
Warning: Probabilities and critical values calculated for 20 observations and may not be accurate for a sample size of 19				
<b>Augmented Dickey-Fuller Test Equation</b>				
Dependent Variable: D(LBC)				
Method: Least Squares				
Date: 05/06/20 Time: 10:45				
Sample (adjusted): 2001 2019				
Included observations: 19 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LBC(-1)	-0.293891	0.171370	-1.714953	0.1057
C	1.097083	0.653605	1.678512	0.1027
@TREND("2000")	-0.055244	0.033227	-1.662623	0.1159
R-squared	0.182810		Mean dependent var	-0.108112
Adjusted R-squared	0.064809		S.D. dependent var	0.654888
S.E. of regression	0.637509		Akaike info criterion	2.081443
Sum squared resid	6.502688		Schwarz criterion	2.230565
Log likelihood	-16.77371		Hannan-Quinn criter.	2.106681
F-statistic	1.793650		Durbin-Watson stat	1.786185
Prob(F-statistic)	0.198876			

**Tableau n° 4 : Test ADF sur la série DLBC (modèle 3')**

Null Hypothesis: D(LBC) has a unit root				
Exogenous: Constant, Linear Trend				
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=4)				
			t-Statistic	Prob.*
<b>Augmented Dickey-Fuller test statistic</b>				
			-4.001095	0.0287
Test critical values:				
1% level			-4.571559	
5% level			-3.690814	
10% level			-3.286909	
*Mackinnon (1996) one-sided p-values.				
Warning: Probabilities and critical values calculated for 20 observations and may not be accurate for a sample size of 18				
<b>Augmented Dickey-Fuller Test Equation</b>				
Dependent Variable: D(LBC,2)				
Method: Least Squares				
Date: 05/06/20 Time: 10:56				
Sample (adjusted): 2002 2019				
Included observations: 18 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LBC(-1))	-1.025424	0.256286	-4.001095	0.0012
C	0.219351	0.378156	0.580053	0.5705
@TREND("2000")	-0.030257	0.032819	-0.921948	0.3711
R-squared	0.516349		Mean dependent var	0.018567
Adjusted R-squared	0.451863		S.D. dependent var	0.953434
S.E. of regression	0.705887		Akaike info criterion	2.292288
Sum squared resid	7.474145		Schwarz criterion	2.440584
Log likelihood	-17.63060		Hannan-Quinn criter.	2.312750
F-statistic	8.007064		Durbin-Watson stat	2.029067
Prob(F-statistic)	0.004305			

**Tableau n°5 : Test ADF sur la série LRC (modèle 3)**

Null Hypothesis: LRC has a unit root				
Exogenous: Constant, Linear Trend				
Lag Length: 2 (Automatic - based on SIC, maxlag=4)				
			t-Statistic	Prob.*
<b>Augmented Dickey-Fuller test statistic</b>			<b>0.261560</b>	<b>0.9962</b>
Test critical values:				
	1% level		-4.616209	
	5% level		-3.710482	
	10% level		-3.297799	
*Mackinnon (1996) one-sided p-values.				
Warning: Probabilities and critical values calculated for 20 observations and may not be accurate for a sample size of 17				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(LRC)				
Method: Least Squares				
Date: 05/06/20 Time: 10:43				
Sample (adjusted): 2003 2019				
Included observations: 17 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LRC(-1)	0.011686	0.044677	0.261560	0.7981
D(LRC(-1))	0.393653	0.247073	1.593264	0.1371
D(LRC(-2))	-0.282006	0.274854	-1.026020	0.3251
C	0.424362	0.145045	2.925725	0.0127
@TREND("2000")	-0.038104	0.016942	-2.249110	0.0441
R-squared	0.937049	Mean dependent var		0.058643
Adjusted R-squared	0.916065	S.D. dependent var		0.218079
S.E. of regression	0.063181	Akaike info criterion		-2.445708
Sum squared resid	0.047902	Schwarz criterion		-2.200645
Log likelihood	25.78852	Hannan-Quinn criter.		-2.421348
F-statistic	44.65611	Durbin-Watson stat		1.906801
Prob(F-statistic)	0.000000			