

**Les effets à court et long termes du prix de pétrole sur le taux de change en Algérie :
Modèle ARDL sur données mensuelles (2012-2019)**
**The short and long term effects of oil price on the exchange rate in Algeria: ARDL
model on monthly data (2012-2019)**

Touati Karima¹

¹ Laboratoire Economie et Développement, FSECSG, Université de Bejaia (Algérie),
karima.touati@univ-bejaia.dz

Reçu le:23/11/2021

Accepté le:20/12/2021

Publié le:30/12/2021

Résumé :

L'objectif de cet article est d'analyser les effets du prix de pétrole sur le taux de change du dinar algérien par rapport au dollar américain, à travers une étude empirique utilisant le modèle ARDL basé sur les données mensuelles allant de janvier 2012 à décembre 2019. Les résultats ont montré que les prix de pétrole exercent un effet négatif significatif sur le taux de change. Les résultats de la relation de long terme montrent qu'une baisse de 1% du prix du pétrole conduirait le dinar algérien à se déprécier, à long terme, de 0,20% par rapport au dollar américain. En revanche, à court terme, l'effet sera faible. Une baisse de 1% du prix du pétrole entraînera une dépréciation de 0,02%.

Mots clés: Prix de pétrole, taux de change, Impact, modèle ARDL, Algérie

Jel Classification Codes: C30, F14, O24

Abstract:

The objective of this article is to analyse the effects of the oil price on the exchange rate of the Algerian dinar against the US dollar through an empirical study using the ARDL model based on monthly data ranging from January 2012 to December 2019. The results showed that oil prices exert a significant negative effect on the exchange rate. The results of the long-term relationship show that a 1% drop in the price of oil would lead the Algerian dinar to depreciate, in the long term, by 0.20% against the US dollar. In the short term, however, the effect will be small. A 1% drop in the price of oil will lead to a depreciation of 0.02%.

Keywords: oil price, exchange rate, Impact, ARDL model, Algeria.

JelClassificationCodes: : C30, F14, O24

Auteur correspondant: Touati Karima: karima.touati@univ-bejaia.dz

1. Introduction:

En raison de l'importance du pétrole en tant que source d'énergie majeure et des effets que les variations des prix du pétrole exercent sur les variables macroéconomiques, de nombreuses études ont été menées pour déterminer dans quelle mesure les variations du prix du pétrole affectent les performances macroéconomiques. Les études empiriques ont révélé un résultat mitigé concernant l'ampleur de l'effet des chocs pétroliers sur le taux de change. Un choc pétrolier peut se transmettre au taux de change par deux canaux principaux (Bodenstein, Guerrieri, & Kilian, 2012):

-Les termes de l'échange : un choc négatif sur les termes de l'échange fait baisser le prix des biens non échangeable dans l'économie nationale et donc le taux de change réel. Comme les

prix des biens non échangeable peuvent être rigides, l'ajustement du taux de change réel pourrait également nécessiter une dépréciation du taux de change nominal ;

- Effets de richesse : un choc pétrolier négatif transfère la richesse des exportateurs de pétrole vers les importateurs de pétrole, entraînant d'importants changements dans les soldes des comptes courants et une réallocation de portefeuille. Afin de restaurer la viabilité financière nette extérieure des importateurs de pétrole, le taux de change réel doit se déprécier suite à un choc négatif sur le prix du pétrole, afin d'améliorer la balance commerciale non pétrolière.

Cette étude est motivée par les deux derniers épisodes passés de chocs pétroliers de 2014 et 2020 dont l'impact exacerbe la situation économique en Algérie. Entre juin et décembre 2014, le prix du pétrole brut Brent a chuté de 44 %, entraînant l'une des baisses les plus spectaculaires du prix de pétrole de l'histoire récente. Le choc pétrolier le plus récent de mars/avril 2020 est le résultat de chocs d'offre et de demande. Le choc de l'offre est expliqué par la guerre des prix du pétrole entre l'Arabie saoudite et la Russie et le choc de la demande est causé par la crise sanitaire liée au COVID-19, qui a entraîné la fermeture des usines, la perturbation de la chaîne d'approvisionnement mondiale et l'arrêt de différent mode de transports. Le prix du pétrole a plongé à 32,01 dollar le baril en mars et est tombé à 18,38 dollar le baril en avril, contre 63,65 dollar et 55,66 dollar le baril en janvier et février 2020 respectivement. Cette évolution a contraint les autorités monétaires à ajuster le taux de change officiel.

Dans ce cadre, l'objectif principal de notre étude est d'évaluer les effets des chocs pétroliers sur le taux de change en Algérie. Plus précisément, l'étude vise à examiner :

- la relation de long terme entre le prix de pétrole et le taux de change.
- la relation de court terme entre le prix de pétrole et le taux de change.

Partant de ce qui précède, nous avons retenu l'hypothèse suivante comme base et point de départ de la discussion du sujet : il existe une relation de long terme et de court terme entre le prix de pétrole et le taux de change Algérie.

Pour tester cette hypothèse de base, l'étude s'appuiera sur le modèle ARDL appliqué sur données mensuelles allant de janvier 2012 à décembre 2019.

Ce travail est structuré en trois sections : la première sera consacrée à la présentation de la revue de la littérature, la deuxième traitera de la méthodologie et choix des variables. Quant à la troisième, elle sera consacrée à l'estimation de l'effet de la variation des prix de pétrole sur le taux de change par le modèle ARDL.

2. Revue de la littérature

La littérature théorique sur les taux de change a considéré deux canaux par lesquels un choc pétrolier peut être transmis au taux de change d'un pays : le canal des termes de l'échange et le canal de l'effet de richesse (Chen & Rogoff, 2003) et (Backus & Crucini, 2000) . Pour les pays exportateurs de pétrole, une augmentation des prix du pétrole conduit généralement à des améliorations de la balance commerciale et par la suite à une appréciation de la monnaie locale.

La distinction entre pays exportateurs et importateurs de pétrole apparaît particulièrement importante pour le canal de l'effet richesse. Une augmentation des prix du pétrole est associée à un transfert de richesse des pays importateurs de pétrole vers les pays exportateurs de pétrole qui conduit à une appréciation réelle des taux de change des pays exportateur de pétrole en raison de réallocations de portefeuille (Buetzer, Habib, & Stracca, 2012).

Sur le plan empirique, de nombreuses études ont exploré la relation entre les prix du pétrole et les taux de change avec des outils économétriques différents : les méthodes de cointégration linéaire, les tests de causalité de Granger linéaires et non linéaires et les modèles d'autorégression vectorielle linéaire (VAR). Dans notre travail, nous passons en revue les principales contributions les plus récentes.

Dans leur étude, (Salisu, Cuñado, Isah, & Gupta, 2021) ont prédit les rendements des taux de change des pays BRICS (le Brésil, la Russie, l'Inde, la Chine et l'Afrique du Sud) avec le prix mondial du pétrole en utilisant des données mensuels couvrant la période de 1973 à 2020. Les résultats indiquent que le prix du pétrole est un bon prédicteur du taux de change pour les exportateurs nets de pétrole (le Brésil et la Russie) et les importateurs nets de pétrole (l'Afrique du Sud et la Chine).

Dans leur contribution, (Q, Shahzad, & Bouri, 2020) ont étudié les effets dynamiques de différents chocs pétroliers sur les taux de change réels des pays importateurs et exportateurs nets de pétrole à travers le modèle autorégressif vectoriel structurel. Les résultats montrent que les chocs d'approvisionnement en pétrole ont une plus grande influence de dépréciation sur les taux de change des pays exportateurs de pétrole que les pays importateurs. Tous les pays sont généralement plus sensibles aux chocs de demande spécifiques au pétrole, et cette sensibilité peut conduire à une appréciation significative des taux de change réels, sauf au Japon et au Royaume-Uni.

De même, (Castro & Jiménez-Rodríguez, 2020) ont étudié les interactions dynamiques entre le taux de change effectif (EER) et le prix du pétrole aux États-Unis en considérant le modèle VAR à paramètre variable dans le temps appliqué sur données mensuelles de 1974:01 à 2019:07. Les résultats montrent une dépréciation après un choc pétrolier à court terme pour n'importe quelle période de temps, bien que le schéma des réponses à long terme de l'EER américain varie selon les périodes, avec une appréciation observée avant le milieu des années 2000 et après mi-2010, et une dépréciation entre les deux périodes. En outre, la réaction du prix du pétrole à une appréciation de l'EER américain est négative et différente dans le temps, ce qui peut générer différents effets négatifs sur l'investissement.

Dans leurs étude empirique menée en Arabie Saoudite (MohamedSoulaimane & Abid, 2020) ont analysé l'interaction entre le prix du pétrole et le taux de change réels pendant la période de janvier 1986 à mars 2019, à l'aide de données mensuelles, en utilisant le modèle autorégressif à décalage distribué et le modèle à correction d'erreurs. Les résultats révèlent qu'il existe une forte intégration à long terme. A court terme, les résultats confirment l'existence d'une relation causale unidirectionnelle allant du prix du pétrole au taux de change. À long terme, cependant, la relation causale est bidirectionnelle entre ces deux variables.

Dans les pays de la région MENA, (Nouira & HadjAmor , 2019) ont testé la relation causale entre les prix de pétrole et le taux de change. Ils ont montré que de la volatilité des marchés pétroliers affecte les marchés des taux de change dans ces pays.

En Asie, (Nusair & Olson, 2019) ont étudié l'impact des chocs pétroliers sur les devises des pays asiatiques en utilisant la régression quantile après avoir pris en compte les ruptures structurelles et l'asymétrie. Leurs résultats ont montré que les chocs pétroliers ont des effets asymétriques sur les taux de change et que cet impact dépend des conditions du marché.

En outre, dans leur étude menée sur six grands pays exportateurs de pétrole disposant d'une politique de change flexible, (Alfred & Syed, 2017) ont utilisé le modèle SVAR pour examiner comment les taux de change réagissent à un choc des prix du pétrole. L'étude examine les ajustements logistiques (asymétriques) et exponentiels (symétriques) des taux de change réels et nominaux pour les six principales économies exportatrices de pétrole en réponse à différents chocs des prix du pétrole. Les résultats empiriques ont montré que les chocs globaux sur l'offre de pétrole n'ont pas d'impact significatif sur les rendements des taux de change réels et nominaux des pays exportateurs de pétrole, à la fois pour les spécifications linéaires et non linéaires. Les taux de change nominaux et réels sont plutôt déterminés par la demande de pétrole brut, qui à son tour est influencée par les fluctuations du cycle économique mondial et la demande de matières premières industrielles. De plus, l'étude a révélé que les chocs directs d'offre et de demande de pétrole n'ont pas d'effets asymétriques sur les rendements des taux de change réels et nominaux. Les effets, s'ils sont significatifs, peuvent être soit linéaires, soit symétriquement non linéaires.

Dans la même lignée, (Mensah, Obi, & Bokpin, 2017) ont examiné la dynamique à long terme entre le prix du pétrole et les taux de change bilatéraux du dollar américain pour un groupe d'économies tributaires du pétrole avant et après les crises financières mondiales de 2008–2009. Les résultats empiriques montrent l'existence de relation d'équilibre à long terme entre le prix du pétrole et le taux de change.

En Algérie, dans son étude empirique menée en Algérie, (Touati, 2017) a analysé les effets du choc pétrolier sur le taux de change du dinar algérien par rapport au dollar américain à travers une étude empirique utilisant un modèle VAR basé sur les données mensuelles allant de juin 2012 à décembre 2016. Les résultats ont montré que les prix de pétrole exercent un effet significatif sur le taux de change. Une baisse de 1% du prix du pétrole entraîne une dépréciation du dinar algérien de 0,10% par rapport au dollar américain. En outre, les résultats du test de causalité de Granger indiquent qu'il existe une causalité unidirectionnelle allant des prix du pétrole au taux de change. De même, (Afroune & Achouche, 2018) ont analysé l'impact des variations des prix du pétrole sur le taux de change réel de dinar algérien en utilisant les données annuelles couvrant la période 1970-2016. Les résultats du VECM ont montré que le prix du pétrole n'influence pas directement le taux de change réel.

(Blokchina, Karpenko, & Guirinskiy, 2016) ont étudié la relation entre le prix du pétrole et les taux de change en Fédération Russie. Le modèle de régression a montré une corrélation étroite entre le taux de change du dollar par rapport au rouble et les prix du pétrole.

(Altarturi, Alshammri, Hussin, & Saiti, 2016) ont étudié la relation entre le prix du pétrole et les taux de change des membres de l'organisation des pays exportateurs de pétrole (OPEP), durant la période allant du mois de février 1999 au mois de mars 2016. L'étude a montré la force de la relation entre le prix du pétrole et le taux de change.

(Osuji, 2015) a examiné l'effet des prix du pétrole sur le taux de change USD-Naira en utilisant 420 observations à partir de données de séries chronologiques mensuelles pour la période de janvier 2008 à décembre 2014 en appliquant le modèle des moindres carrés ordinaires et un modèle de régression vectorielle automatique. Les résultats ont montré que les prix du pétrole affectent considérablement le taux de change par rapport aux importations. En outre, une causalité unidirectionnelle de Granger allant des prix du pétrole au taux de change et des prix du pétrole aux réserves de change est vérifiée. (Benhabib, SiMohammed, & Maliki, 2014) ont exploré la relation entre le prix du pétrole et le taux de change nominal entre le dollar américain et le dinar algérien à travers une analyse empirique utilisant un modèle VAR sur des données mensuelles pour la période 2003-2013. Les résultats ont montré qu'une augmentation de 1% du prix du pétrole aurait tendance à déprécier le dinar algérien par rapport au dollar américain de près de 0,35%.

3. Méthodologie et choix des variables

Dans cette partie de l'étude, nous cherchons à vérifier l'existence d'une relation de cointégration entre les prix de pétrole et le taux de change. L'approche est basée sur l'utilisation du modèle Auto Distributed Lag (ARDL) développé par Pesaran (Pesaran, 1997) et (Pesaran et al, 2001). Le modèle ARDL nous permet de séparer les effets à court et à long terme, car nous pouvons déterminer la relation de cointégration de la variable dépendante et des variables indépendantes à long et à court terme dans la même équation, ainsi que dans quelle mesure chacune des variables indépendantes affectent la variable dépendante. L'étude comprend aussi l'examen de la stationnarité des séries chronologiques par l'application du test de Dickey-Fuller augmenté (ADF).

3.1 Choix des variables et étude de stationnarité

Les données utilisées dans cette étude proviennent essentiellement des bulletins trimestriels de la Banque d'Algérie (depuis 2011 jusqu' 2020) et la base de données de la Banque Mondiale. Les variables ont été sélectionnées en s'inspirant de la revue de la littérature et en suivant l'objectif de l'étude. Il s'agit entre autres de : prix du pétrole (PPT), taux de change (TCH), taux d'intérêt mensuels moyens (INT) et masse monétaire (MM).

L'échantillon comprend 95 observations mensuelles pour la période 2012-2019. Ces variables sont collectées à partir de différents numéros des Bulletins Statistiques de la Banque d'Algérie (Banque d'Algérie, 2020) et des données du site internet Reuters/DGEC. Les caractéristiques statistiques de ces différentes variables sont décrites dans la table 1.

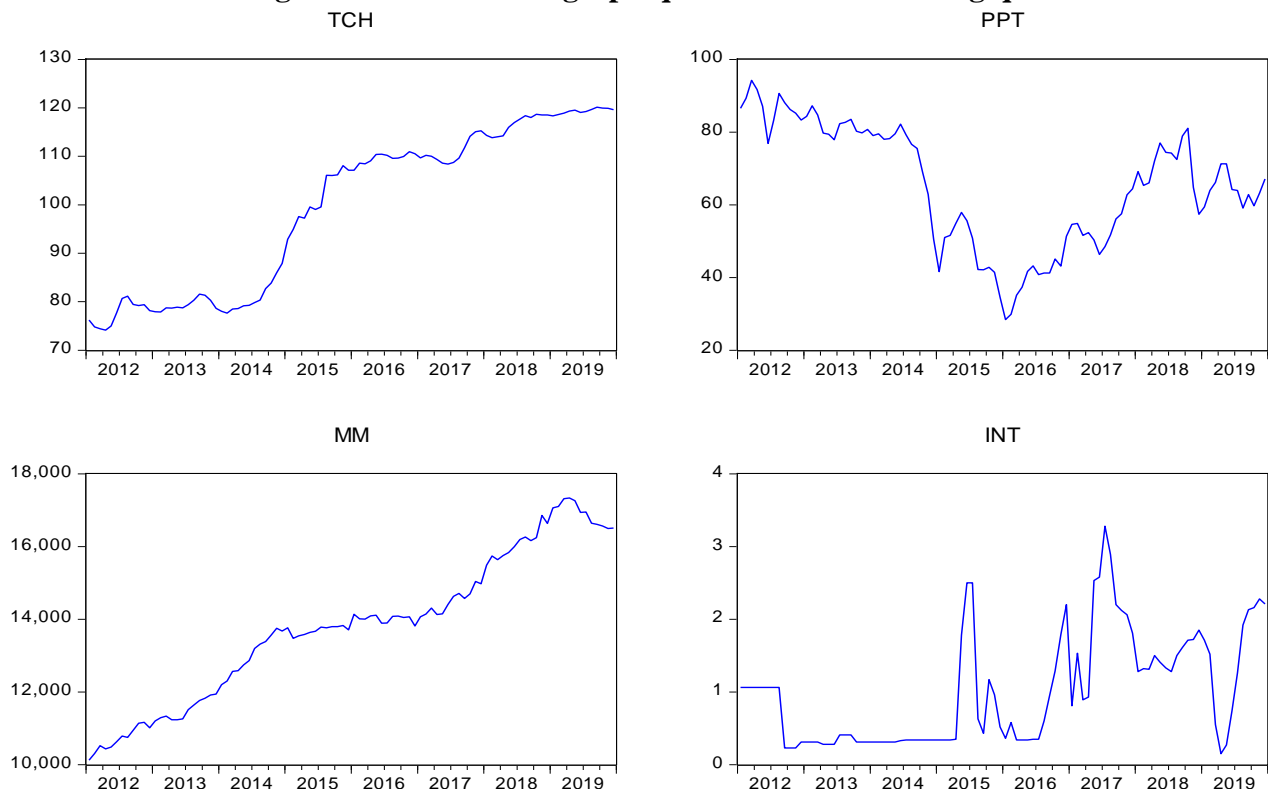
Table N°1. Statistiques descriptives des variables d'étude

	PPT	TCH	MM	INT
Mean	65.19842	99.34382	13796.81	1.011263
Median	65.32000	107.1400	13816.30	0.810000
Maximum	94.20000	120.1191	17337.50	3.280000
Minimum	28.40000	74.14000	10123.70	0.150000
Std. Dev.	16.65842	16.75488	2008.784	0.774475
Skewness	-0.273138	-0.252689	-0.006901	0.815372
Kurtosis	1.978601	1.358987	2.062960	2.634359
Jarque-Bera	5.310795	11.67047	3.476346	11.05570
Probability	0.070271	0.002923	0.175841	0.003975
Sum	6193.850	9437.663	1310697.	96.07000
Sum Sq. Dev.	26085.28	26388.24	3.79E+08	56.38225
Observations	95	95	95	95

Source : Calculs de l'auteur sous Eviews.9

D'après les données de la table 1, le prix moyen de pétrole sur la période était d'environ 65,19. On peut également observer que le taux de change était en moyenne d'environ 99,34D. La valeur maximale de la masse monétaire était de 17337.50 avec un minimum d'environ 10123.70. L'indice des prix à la consommation et le taux d'intérêt étaient en moyenne d'environ 179.89 et 1.01 % respectivement. Il ressort du tableau que la masse monétaire est plus volatile que d'autres variables, et le TINT l'est moins au regard de l'écart-type (std. Dev). L'évolution graphique de ces variables est représentée dans la figure 1.

Figure N° 1. Evolution graphique des séries chronologiques



Source : Calculs de l'auteur sous Eviews.9

3.2 Etude de la stationnarité et sélection du nombre de retard optimal

Pour effectuer la procédure d'estimation du modèle (ARDL), nous avons d'abord analysé les caractéristiques des séries chronologiques. Le test (ADF) est utilisé pour tester la stationnarité des variables afin de s'assurer que les variables sont intégrées d'ordre I (0) ou I (1). Les variables étaient transformées en logarithme pour l'estimation du modèle. Les résultats du test de stationnarité sont illustrés dans table 2.

Table N°2. Résultats du test de stationnarité des variables (ADF)

Variables	Niveau						ADF Difference Test	
	t-statistics and tabulated value	Modèle 3 Constant and Trend		Modèle 2 Constant		Modèle 1 None	Modèle 1 None	Orderr d' intégration
		T de ADF	Ttrend	T de ADF	Tconst	T de ADF	T de ADF	
LPPT	t-statistics	-1.82	0.041	-2.01	1.99	-0.40	-7.39	I (1)
	tabulated value	-3.45	3.18	-2.93	2.89	-1.94	-1.94	
LTCH	t-statistics	-1.26	0.92	-1.22	1.32	2.37	-4.56	I (1)
	tabulated value	-3.45	3.18	-2.93	2.89	-1.94	-1.94	
LMM	t-statistics	-1.72	1.30	-2.04	2.11	4.28	-5.41	I (1)
	tabulated value	-3.45	3.18	-2.93	2.89	-1.94	-1.94	
LINT	t-statistics	-3.45	2.82	-2.50	-0.74	-2.40	/	I (0)
	tabulated value	-4.15	3.18	-2.93	2.89	-1.94	-1.94	

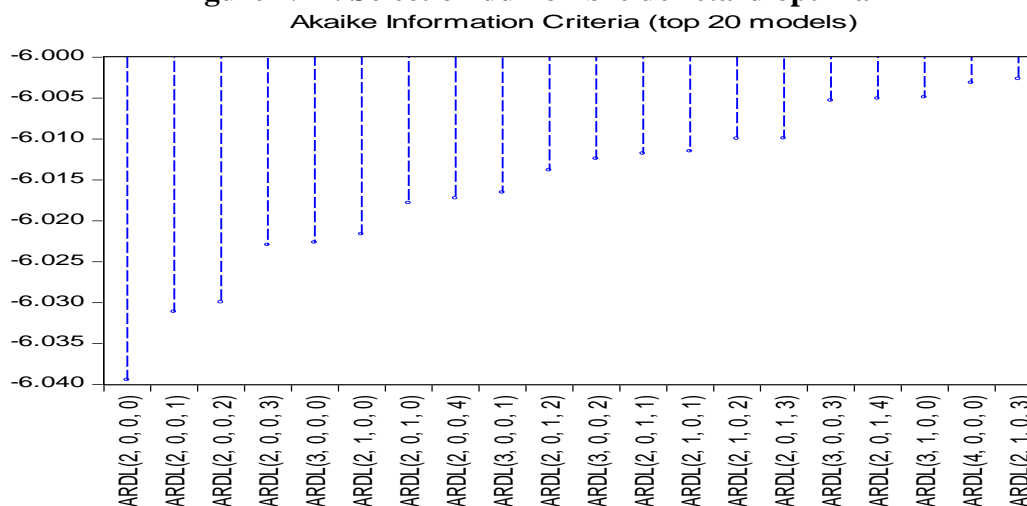
Source : Calculs de l'auteur sous Eviews.9

D'après les résultats de la stationnarité, les séries LPPT, LTCH, LMM sont intégrées d'ordre 1 (stationnaire après la première différence), alors que la le taux d'intérêt LTIN reste stationnaire à niveau (sans différenciation). Les séries sont ainsi intégrées à des ordres différents, ce qui rend inefficace le test de cointégration de Engle et Granger (cas multivarié) et celui de Johansen, et rend opportun le test de cointégration aux bornes de Pesaran.

3.3 Estimation de la relation de cointegration

Après avoir mené le test de stationnarité et s'assuré que les séries temporelles ne sont pas intégrées d'ordre 2, le modèle peut être estimé. Cependant, avant cela, les retards optimaux doivent être déterminés, la méthode ARDL étant très sensible au nombre de retards de la variable dépendante. À cette fin, nous utiliserons le critère d'information d'Akaike (AIC). Ensuite, le modèle a été estimé à l'aide du programme Eviews 9. Selon le critère AIC, les résultats indiquent que le modèle optimal est le modèle ARDL (2, 0, 0, 0). Ces résultats sont reportés dans la Table N°3, Figure N° 2.

Figure N° 2. Sélection du nombre de retard optimal



Source : Calculs de l'auteur sous Eviews.9

Table N°3. Résultats de l'estimation du modèle ARDL (2, 0, 0, 0)

Dependent Variable: LTCH				
Method: ARDL				
Date: 11/17/21 Time: 19:01				
Sample (adjusted): 2012M03 2019M12				
Included observations: 94 after adjustments				
Maximum dependent lags: 4 (Automatic selection)				
Model selection method: Akaike info criterion (AIC)				
Dynamic regressors (4 lags, automatic): LPPT LMM LINT				
Fixed regressors: C				
Number of models evaluated: 500				
Selected Model: ARDL(2, 0, 0, 0)				
Note: final equation sample is larger than selection sample				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*
LTCH(-1)	1.185580	0.093254	12.71350	0.0000
LTCH(-2)	-0.292684	0.088636	-3.302085	0.0014
LPPT	-0.021730	0.005607	-3.875880	0.0002
LMM	0.084126	0.022071	3.811550	0.0003
LINT	0.005352	0.001896	2.822805	0.0059
C	-0.215431	0.125745	-1.713235	0.0902
R-squared	0.995873	Mean dependent var		4.590397
Adjusted R-squared	0.995639	S.D. dependent var		0.171678
S.E. of regression	0.011338	Akaike info criterion		-6.059636
Sum squared resid	0.011312	Schwarz criterion		-5.897298
Log likelihood	290.8029	Hannan-Quinn criter.		-5.994063
F-statistic	4247.027	Durbin-Watson stat		2.084585
Prob(F-statistic)	0.000000			
*Note: p-values and any subsequent tests do not account for model selection.				

Source : Calculs de l'auteur sous Eviews.9

4. Estimation des relations à court et à long terme : cointégration ARDL

Après avoir estimé les paramètres du modèle ARDL (2, 0, 0, 0), il est nécessaire de vérifier la possibilité d'une relation d'équilibre à long terme, en utilisant l'approche Bound test.

4.1 Tests de cointégration utilisant le test des Bounds

Les résultats du test des bounds sont illustrés dans la table 4.

Table N°4 : Résultats du test des Bounds test

ARDL Bounds Test		
Date: 11/17/21 Time: 19:09		
Sample: 2012M03 2019M12		
Included observations: 94		
Null Hypothesis: No long-run relationships exist		
Test Statistic	Value	k
F-statistic	5.242336	3
Critical Value Bounds		
Significance	I0 Bound	I1 Bound
10%	2.72	3.77
5%	3.23	4.35
2.5%	3.69	4.89
1%	4.29	5.61

Source : Calculs de l'auteur sous Eviews.9

Il ressort d'après la table 4 que la statistique de Fisher qui prend la valeur de (5,24) est supérieure à la première borne supérieure qui est de (4,35), ce qui nous amène à rejeter l'hypothèse nulle d'absence de relation de cointégration et par conséquent une acceptation de l'hypothèse alternative d'existence de relation de cointégration entre les variables retenues. Cette évidence de l'existence de relation de cointégrations nous permet de procéder à l'estimation des relations à long et à court terme de notre modèle ARDL de cointégration.

Table N°5 : Résultats de l'estimation de la relation de court et long terme

ARDL Cointegrating And Long Run Form				
Dependent Variable: LTCH				
Selected Model: ARDL(2, 0, 0, 0)				
Date: 11/17/21 Time: 19:01				
Sample: 2012M01 2019M12				
Included observations: 94				
Cointegrating Form				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LTCH(-1))	0.292684	0.088636	3.302085	0.0014
D(LPPT)	-0.021730	0.005607	-3.875880	0.0002
D(LMM)	0.084126	0.022071	3.811550	0.0003

**K. Touati : Les effets à court et long termes du prix de pétrole sur le taux de change en Algérie :
Modèle ARDL sur données mensuelles (2012-2019)**

D(LINT)	0.005352	0.001896	2.822805	0.0059
CointEq(-1)	-0.107104	0.022430	-4.775078	0.0000
Cointeq = LTCH - (-0.2029*LPPT + 0.7855*LMM + 0.0500*LINT -2.0114)				
Long Run Coefficients				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LPPT	-0.202889	0.044342	-4.575598	0.0000
LMM	0.785454	0.095910	8.189490	0.0000
LINT	0.049968	0.015432	3.237906	0.0017
C	-2.011408	1.000574	-2.010254	0.0475

Source : Calculs de l'auteur sous Eviews.9

Les estimations obtenues dans la table (5) montrent que le coefficient d'ajustement est négatif et statistiquement significatif, ce qui révèle l'existence d'un mécanisme de correction d'erreur et par conséquent une relation de long terme entre les variables. La valeur du coefficient de correction d'erreur indique qu'environ 10,71 % du déséquilibre de court terme peut être corrigé mensuellement afin de revenir à la situation d'équilibre de long terme. Il ressort également clairement des résultats du modèle que toutes les variables indépendantes affectent LTCH.

Les résultats des estimations à long terme tels que rapportés dans la partie basse de la table n° 5 montrent que toutes les variables, à savoir : le prix de pétrole, la masse monétaire et le taux d'intérêt interbancaire sont de puissants déterminants à long terme du taux de change en Algérie. Le coefficient négatif du prix de pétrole indique une relation inverse entre le prix de pétrole et le taux de change coté à l'incertain. Une augmentation de 1% des prix de pétrole s'accompagne d'une diminution (donc : une appréciation) du taux de change de 0,20 %. Cette relation est cohérente avec les preuves empiriques et la théorie économique.

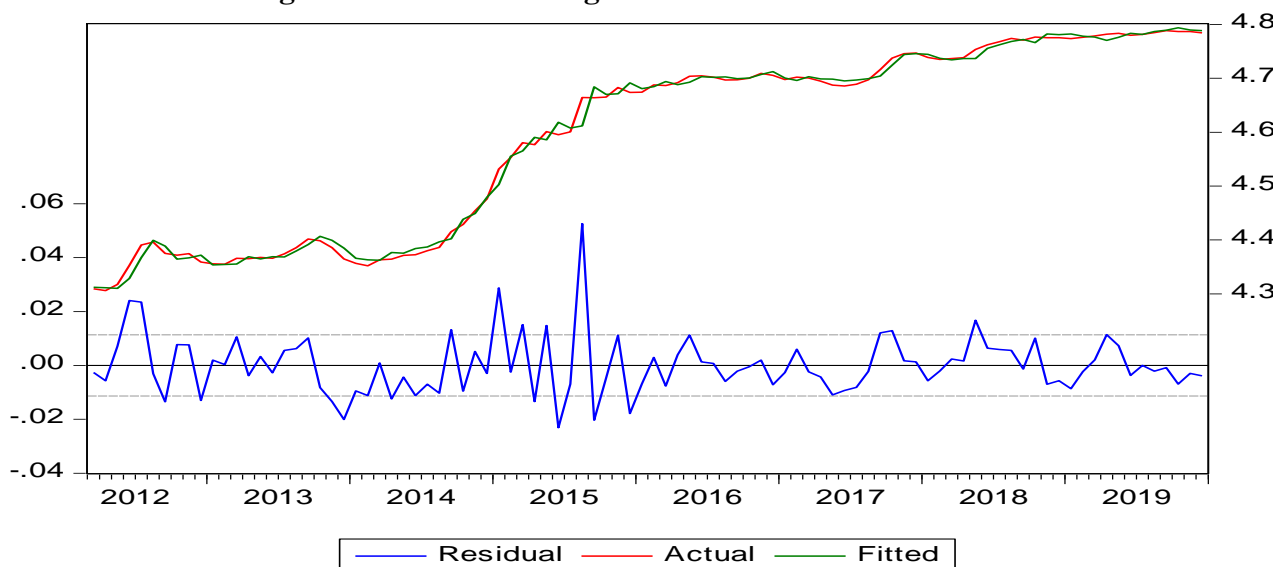
Les résultats indiquent également que la masse monétaire et le taux d'intérêt ont un effet positif sur le taux de change. Cela implique qu'une augmentation de 1% de la masse monétaire entraînera une augmentation (dépréciation) du taux de change de 0,78. Cette relation est cohérente avec les preuves empiriques et la théorie économique.

De même, les résultats de l'estimation à long terme révèlent que le taux d'intérêt affecte positivement le taux de change. Une augmentation de 1% du taux d'intérêt s'accompagnera par une dépréciation du taux de change de 0,04%. Ce résultat contre-intuitif, n'est pas conforme aux prédictions théoriques (la théorie de la Parité des taux d'intérêts)

Les résultats présentés dans la partie haute de la table 5 révèlent que les facteurs déterminant du taux de change à court terme sont le taux de change retardé d'un mois, le prix de pétrole, la masse monétaire et le taux d'intérêt interbancaire. La relation de court terme montre qu'une baisse de 1% du prix du pétrole conduirait le dinar algérien à se déprécier, à court terme, de 0,02% par rapport au dollar américain.

Les résultats tels que présentés dans le tableau 4 indiquent que toutes les variables indépendantes sont statistiquement significatives (selon le test de *Student*). Les résultats (la bonne signification statistique de tous les paramètres du modèle estimés, toutes les valeurs de probabilité critique inférieures à 0,05 et le coefficient de détermination très élevée) dénotent l'efficacité du modèle à interpréter les changements de la variable dépendante (LTCH). Cette dernière peut être confirmée à travers la représentation de la série estimée (ajustée) et comparée à ses données réelles. On note sur la figure 3, la semi-conformité entre les courbes de la série réelle et de la série estimée.

Figure N° 3. La série originale de LTCH et sa série estimée



Source : Calculs de l'auteur sous Eviews.9

4.2 Tests de validation

La validation du modèle se réfère à divers tests statistiques (les tests sur les résidus et les tests sur les coefficients.). Les résultats de ces différents tests sont illustrés dans les figures et tables ci-après :

Figure N° 4. Corrélogramme de la série des résidus

Date: 11/17/21 Time: 19:05
Sample: 2012M01 2019M12
Included observations: 94

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob*	
		1	0.096	0.096	0.8986	0.343
		2	0.116	0.108	2.2151	0.330
		3	0.081	0.062	2.8594	0.414
		4	0.096	0.074	3.7848	0.436
		5	0.067	0.040	4.2385	0.516
		6	-0.051	-0.083	4.5018	0.609
		7	0.193	0.188	8.3632	0.302
		8	-0.031	-0.067	8.4640	0.390
		9	-0.011	-0.042	8.4776	0.487
		10	-0.061	-0.064	8.8751	0.544

*Probabilities may not be valid for this equation specification.

Calculs de l'auteur sous Eviews.9

Le corrélogramme de la série des résidus nous laisse présager qu'elle est stationnaire, puisque les termes de l'autocorrélation n'a pas de structure particulière, de plus, la probabilité de la statistique de Q de Ljung-box pour le retard $h=5$ est $0.516 > 0.05$, donc l'hypothèse nulle de bruit blanc acceptée.

Table N°6. Résultats du test d'autocorrélation d'ordre 1 des résidus

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:			
F-statistic	1.037604	Prob. F(1,87)	0.3112
Obs*R-squared	1.107877	Prob. Chi-Square(1)	0.2925

Calculs de l'auteur sous Eviews.9

A l'égard de ces résultats, nous constatons l'absence d'autocorrélation d'ordre 1 des résidus, puisque la probabilité d'accepter H_0 est largement supérieure à 5%. L'hypothèse d'autocorrélation des résidus est vérifiée, ce qui confirme que les résidus sont engendrés par un processus de bruit blanc. L'absence d'autocorrélation d'ordre 2 des résidus est également vérifiée (voir la table ci-après)

Table N°7. Résultats du test d'autocorrélation d'ordre 1 des résidus

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:			
F-statistic	0.721703	Prob. F(2,86)	0.4888
Obs*R-squared	1.551634	Prob. Chi-Square(2)	0.4603

Source : Calculs de l'auteur sous Eviews.9

Table N°8. Résultats du test d'hétéroscédasticité des résidus

Heteroskedasticity Test: White			
F-statistic	0.852725	Prob. F(1,91)	0.3582
Obs*R-squared	0.863375	Prob. Chi-Square(1)	0.3528

Source : Calculs de l'auteur sous Eviews.9

Il s'agit d'un test important puisqu'il repère non seulement de l'hétéroscédasticité mais également une mauvaise spécification du modèle. Les résultats du test indiquent que la probabilité d'accepter H_0 (0, 3582) est supérieure à 5%, donc l'hypothèse d'homoscédasticité est vérifiée. L'estimation obtenue est donc optimale.

Table N°9. Résultats du test Ramsey RESET

Ramsey RESET Test			
Equation: EQ02			
Specification: LTCH LTCH(-1) LTCH(-2) LPPT LMM LINT C			
Omitted Variables: Squares of fitted values			
	Value	df	Probability
t-statistic	0.464849	87	0.6432
F-statistic	0.216085	(1, 87)	0.6432
F-test summary:			
	Sum of Sq.	df	Mean Squares
Test SSR	2.80E-05	1	2.80E-05
Restricted SSR	0.011312	88	0.000129
Unrestricted SSR	0.011284	87	0.000130

Source : Calculs de l'auteur sous Eviews.9

Les résultats présentés dans le tableau 12 indiquent que la valeur de probabilité P-value égale à 0,6432 est supérieure au niveau de 5% de signification ; par conséquent, nous

acceptons l'hypothèse nulle selon laquelle il n'y a pas d'erreurs de spécification au niveau de 5% de signification, c'est-à-dire la statistique RESET indique la validité de la formule pour la fonction utilisée dans le modèle.

5. Conclusion :

Cette étude examine la relation entre les taux de change et les prix du pétrole brut en Algérie. Quatre variables mensuelles sont testées et trouvées stationnaires en première différence ou $I(1)$ et à niveau $I(0)$. Par conséquent, nous avons utilisé le modèle d'estimation ARDL, appliqué sur les données mensuelles couvrant la période (2012 – 2019), pour examiner l'impact de la variation des prix de pétrole sur le taux de change. Les résultats révèlent un effet significatif des prix du pétrole sur les taux de change. Plus précisément, les résultats montrent une relation significativement proportionnelle entre les prix du pétrole et les taux de change, ce qui implique que les taux de change réagissent négativement aux variations positives des prix du pétrole et vice versa.

L'étude révèle la présence d'une relation de long terme entre le taux de change et ses déterminants. Ces résultats montrent que les prix du pétrole exercent un effet significatif sur le taux de change. Une baisse de 1% du prix du pétrole conduirait le dinar algérien à se déprécier, à long terme, de 0,20% par rapport au dollar américain. En revanche, à court terme, cet effet reste faible. Ceci est conforme à la théorie selon laquelle la baisse des prix du pétrole entrainera la dépréciation du taux de change. En fait, les bas prix du pétrole provoquent généralement une forte dépréciation des taux de change dans les pays exportateurs de pétrole. Cette preuve est clairement établie dans le cas algérien. Ainsi, en matière de politique économique, lorsque les chocs pétroliers surviennent, des mesures de politique monétaire pertinentes doivent être utilisées pour stabiliser les chocs imprévus sur les taux de change susceptibles d'impacter l'économie.

6. Liste Bibliographique:

- Afroune, N., & Achouche, M. (2018). Analyse de la relation entre le prix du pétrole et le taux de change réel de dinar algérien. *The Journal of Economics and Finance*, Vol 4, n°2 , 5-33.
- Alfred, A., & Syed, A. (2017). Exchange rates of oil exporting countries and global oil price shocks: A nonlinear smooth-transition approach. *Munich Personal* , 1-33.
- Altarturi, B., Alshammri, A., Hussin, T., & Saiti, B. (2016). Oil Price and Exchange Rates: A Wavelet Analysis for Organisation of Oil Exporting Countries. *International Journal of Energy Economics and Policy*, 2016, 6(3) , 421-430.
- Backus, D., & Crucini, M. (2000). Oil prices and the terms of trade. *Journal of International Economics* 50 , 185-213.
- Banque d'Algérie. (2020). Bullteint statistiques trimestriel
- Benhabib, A., SiMohammed, K., & Maliki, S. (2014). The relationship between oil price and the Algerian exchange rate. *Topics in Middle E astern and African Economies*, Vol. 16, No. 1 .
- Blokhina, T., Karpenko, O., & Guirinskiy, A. (2016). The relationship between oil prices and exchange rate in Russia. *International Journal of Energy Economics and Policy*, 2016, 6(4) available at <http://www.econjournals.com>) , 721-726.
- Bodenstein, M., Guerrieri, L., & Kilian, L. (2012). Monetary Policy Responses to Oil Price Fluctuations. *IMF Economic Review* 60 (4), 470–504. *IMF Economic Review* 60 (4) , 470–504.

- Buetzer, S., Habib, M., & Stracca, L. (2012). Global exchange rate configurations: do oil shocks matter? *Working Paper Series No 1442, European Central Bank*.
- Castro, C., & Jiménez-Rodríguez, R. (2020). Dynamic interactions between oil price and exchange rate. *PLoS ONE 15(8): e0237172. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0237172>* .
- Chen, Y., & Rogoff, K. (2003). Commodity currencies. *Journal of International Economics 60* , 133-160.
- MohamedSoulaimane, T., & Abid, M. (2020). The impacts of oil price on exchange rates: Evidence from Saudi Arabia.
- Osuji, E. (2015). International Oil Prices and Exchange Rate in Nigeria: A Causality Analysis. *International Journal of Academic Research in Economics and Management Sciences, 2015, Vol. 4, No. 3* .
- Q, J., Shahzad, S., & Bouri, E. (2020). Dynamic structural impacts of oil shocks on exchange rates: lessons to learn. *Economic Structures 9, 20* .
- Salisu, A., Cuñado, J., Isah, K., & Gupta, R. (2021). Oil Price and Exchange Rate Behaviour of the BRICS,. *Emerging Markets Finance and Trade Volume 57, 2021 - Issue 7* .
- Touati, K. (2017). The impact of oil price shock of 2014 on the exchange rate in Algeria: Vector Autoregressive Model. *Revue Finance & marchés, Volume 4, Numéro 1* , 200-235.