

- **ADF** : Augmented Dickey-Fuller
- **ARDL** : Autoregressive Distributed Lag
- **AIC** : Akaike Information Criterion
- **BA** : Banque d'Algérie
- **BL** : Balance commercial
- **Brent** : Brut de référence européen
- **BM** : Banque mondiale
- **BEER** : Behaviour Equilibrium Exchange Rate
- **CT/LT** : Court terme –Long terme
- **CNIS** : Centre national de l'information et des statistiques
- **CMC** : Conseil de la monnaie et du crédit
- **DA/DZD** : Dinars Algérie
- **DF** : Dickey- Fuller
- **DP** : Dépense Publique
- **DS** : Diffrence Stationary
- **X** : Exportation
- **FMI** : Fonds Monétaire International
- **FRR** : Fonds de Régulation des Recettes
- **MCO** : Moindre carré ordinaire
- **M1** : Masse monétaire
- **OCDE** : Organisation de Coopération et de Développement Economique
- **OPEP** : Organisation des Pays Exportateurs de Pétrole
- **ONS** : Office National des Statistiques
- **PIB** : Produit intérieur brut
- **PAS** : Plan d'ajustement structurel
- **PPT** : Prix du pétrole
- **PPA** : Parité du pouvoir d'achat
- **SC** : Schwarz Criterion
- **TCN** : Taux de change nominal
- **TCR** : Taux de change réel

- **TCE** : Taux de change effectif
- **TCEN** : Le taux de change effectif nominal
- **TCER** : Le taux de change effectif réel
- **TCH** : Taux de change
- **TS** : Trend Stationnary
- **TXI** : Taux d'intérêt
- **USD** : Dollar Américains
- **INF** : Inflation
- **IVU** : Indice des valeurs unitaire
- **VAR** : Vector auto régressif
- **VECM** : Vectoriel Error Correction Model

Sommaire

Remerciements

Dédicaces

La liste des abréviations

Sommaire

Introduction Générale	02
Chapitre I : Cadre théorique et empirique du lien entre les prix du pétrole et le taux de change.....	05
Introduction :	05
Section 01 : Les déterminants du taux de change.....	05
Section 02 : Canaux de transmission des fluctuations des prix de pétrolier au taux de change.....	12
Section 03 : Revue de la littérature empirique traitant du lien entre les prix de pétrole et le taux de change.....	16
Conclusion	20
Chapitre II : La politique de change en Algérie.....	22
Introduction	22
Section01 : Impact du choc pétrolier sur les principaux indicateurs macro-économiques en Algérie.....	22
Section 02 : La politique de change menée depuis le choc pétrolier de 2014.....	30
Section 03 : Travaux menés en Algérie sur la relation entre les prix du pétrole et le taux de change	38
Conclusion	41
Chapitre III : Etude empirique du lien entre les prix du pétrole et le taux de change en Algérie.....	43
Introduction	43
Section 01 : Présentation des séries de données et étude de la stationnarité.....	43

Section 02 : Estimation du modèle VAR (Vecteur Autorégressive).....	54
Section 03 : La modélisation de VECM.....	61
Conclusion.....	69
Conclusion Générale.....	72
Bibliographie	
La liste des tableaux	
La liste des figures	
Annexes	
Table des matières	
Résumé	

Introduction générale

L'étude des déterminants du taux de change est une des problématiques majeures en macroéconomie internationale. Cela provient du fait que le taux de change constitue un des instruments d'ajustement de la politique monétaire et commerciale d'un pays.

De nombreux articles ont déjà suggéré que les fluctuations des prix du pétrole pourraient avoir une influence importante sur le taux de change et confirment que le prix du pétrole a un effet positive, statistiquement significative sur le taux de change réel des pays producteur du pétrole tel que l'Algérie.

Le choc pétrolier de 2014 a eu des effets néfastes sur les principaux indicateurs macroéconomiques en Algérie (Effondrement de la valeur des exportations soit une chute de 43,67%, Les importations de biens ont baissé de (-11,78 %), le solde de la balance commerciale a connu un déficit de 12,82 milliards de dollars, L'inflation une hausse 4.8%, Une forte baisse du FRR à 12,3 % du PIB, la baisse de près de 30 % des recettes fiscales)¹

L'objectif de notre travail est d'étudier le lien entre les prix de pétrole et le taux de change du dinar algérien. En d'autre terme, notre question centrale est la suivante : « **Quel est l'impact des fluctuations des prix du pétrole sur le taux de change du dinar algérien ?** ».

C'est à cette question centrale que nous essayerons de répondre, cependant, pour cerner cette problématique nous jugeons utile d'en deviser les questions connexes ci-après :

- Quels sont les canaux de transmission qui existent entre les prix du pétrole et le taux de change ?
- Quelle politique de change l'Algérie a mené après le choc 2014 ?
- Quel est l'impact de la baisse des prix du pétrole sur les indicateurs macroéconomiques de l'économie algérienne, et le taux de change en particulier ?

Pour mener à bien notre travail de recherche, nous avons retenu l'hypothèse suivante :

- ✓ les variations des prix du pétrole pourraient exercé un effet significatif sur le taux de change du dinar algérien.

¹ Banque d'Algérie, 2016.

L'objectif principal de cette étude et de focalisé sur l'étude empirique est d'analyser l'impact des fluctuations des prix du pétrole sur le taux de change. Notre travail est basé sur des données mensuelles couvrant la période [janvier 2012 au septembre 2017]. L'étude économétrique que nous allons mener sera réalisée par le logiciel Eviews 4.0.

Afin de répondre à notre problématique principale. Nous avons subdivisé notre étude en trois chapitres, le premier intitulé «*Cadre théorique et empirique du lien entre le prix du pétrole et le taux de change*», sera consacré au cadre conceptuel et théorique des déterminants de taux de change et les canaux de transmission des fluctuations des prix du pétrole au taux de change. Le deuxième chapitre intitulé «*La politique de change en Algérie* », a pour objet d'étudier l'impact du choc pétrolier de 2014 sur les principaux indicateurs macroéconomiques et la politique de change mené en Algérie en cette période. Le dernier chapitre intitulé «*Etude économétrique du lien entre le prix de pétrole et le taux de change en Algérie*», aura pour but de présenter l'approche méthodologique de notre recherche et la présentation des résultats obtenus par le modèle VAR et VECM.

Nous terminerons par une conclusion générale, dans laquelle nous exposerons les résultats les plus importants.

Chapitre I

***Cadre théorique et empirique du lien entre les
prix du pétrole et le taux de change***

CHAPITRE I : *Cadre théorique et empirique du lien entre les du pétrole et le taux de change*

Les liens théoriques entre les prix du pétrole et le taux de change sont bien ancrés dans la littérature académique. Ce chapitre vise à déterminer le cadre théorique et empirique du lien existant entre prix de pétrole et taux de change. Notre travail est scindé en trois sections.

La section 01 est consacrée aux différents déterminants du taux de change dans le but de mettre l'accent sur les différentes approches existantes.

La section 02 expose les différents canaux de transmission qu'identifiant les liens théoriques entre les prix du pétrole et les taux de change.

La dernière *section03* est dédiée à la revue de la littérature empirique traitant du lien entre les prix de pétrole et le taux de change.

Section 01 : Les déterminants du taux de change

Avant d'entamer les différents déterminants de taux de change, nous avons jugé utile de rappeler quelques définitions.

❖ Taux de change bilatéral nominal(TCN)

Le taux de change bilatéral est établi sur le marché des changes, c'est le prix d'une monnaie exprimé dans une autre par rapport à la cotation (cotation au certain ou cotation à l'incertain).

- **cotation au certain** : exprime le nombre d'unités monétaires nationales qu'il faut pour obtenir une unité monétaire étrangère.

- **cotation à l'incertain** : exprime le nombre d'unité monétaire étrangère qu'il faut pour obtenir une unité monétaire nationale.

❖ Taux de change réel(TCR)

Le taux de change réel est défini comme le pouvoir d'achat relatif des deux monnaies échangées.

CHAPITRE I : *Cadre théorique et empirique du lien entre les du pétrole et le taux de change*

Le TCR permet de cerner l'évolution de la compétitivité prix d'un pays par rapport à un autre, et tenant compte à la fois de l'évolution du TCN et des mouvements de prix dans l'un et l'autre des deux pays en question.

Le TCR se calcule comme suit¹ : $TCR = TCN \times \frac{p^*}{p}$

Avec :

- **TCN** est le taux de change nominal (nombre d'unité de monnaie nationale pour une unité étrangère) ;
- **p*** et **p** représentent les niveaux des prix étranger et national.

❖ Le taux de change effectif (TCE)

Le taux de change effectif est mesuré comme une somme pondérée des taux de change avec les différents partenaires commerciaux et concurrents.

On distingue :

➤ *Le taux de change effectif nominal (TCEN)*

Le TCEN d'une monnaie est une moyenne des taux bilatéraux de cette monnaie pondérée par le poids relatif de chaque pays étranger dans le commerce extérieur du pays étranger.

➤ *Le taux de change effectif réel (TCER)*

Le TCER est la valeur de la monnaie nationale par rapport à un panier de monnaies pondérées. Le taux de change effectif réel tient compte de l'évolution nominale de la monnaie, de l'évolution des prix dans le pays concerné et dans le reste du monde. :

Le régime de change se définit comme l'ensemble des règles qui déterminent l'intervention des autorités monétaires sur le marché des changes, et donc le comportement du taux de change.²

¹Le CacheuxJ, LecointeF, (1989), « le taux de change effectif des grandes devises, observations et diagnostic économiques » n°26, p190.

CHAPITRE I : *Cadre théorique et empirique du lien entre les du pétrole et le taux de change*

Le régime de flottement administré : Dans ce régime, les taux de change sont flottants, mais des interventions ponctuelles ou coordonnées des Banques Centrales informent les marchés sur la parité considérée comme souhaitable. Il s'agit d'un « flottement impur ». Cette approche permet aux autorités monétaires d'influencer les mouvements du taux de change à travers une intervention active, sans spécifier ou pré-annoncer une trajectoire pour le taux de change, la Banque Centrale ne s'engageant pas sur un taux de change ciblé.³ Dans la classification des régimes de change des pays membres, le Fonds monétaire international (FMI) classe le régime de change du dinar algérien dans la catégorie dite de flottement dirigé.⁴

Les modèles de détermination des taux de change reposent sur des données économiques fondamentales ainsi que sur la politique économique d'un pays ouvert à l'extérieur.

Le taux de change varie constamment selon l'offre et la demande et influe sur le pouvoir d'achat des consommateurs dans chaque pays c'est pour ça il est considéré aujourd'hui à la fois un moyen de régulation monétaire et un outil de compétitivité extérieure.

Nous distinguons celles qui synthétisent les théories qui expliquent le taux de change selon l'approche réelle (classique) et les théories adoptant l'approche financière ou qualifiée de deuxième génération.

1.1. Les approches réelles du taux de change

Les principaux déterminants réels des taux de change sont : les prix relatifs des biens et services domestiques et la balance courante.

1.1.1. La théorie de la parité des pouvoirs d'achat (PPA)

La théorie de la parité du pouvoir d'achat (PPA), formalisée par Cassel en 1916, constitue la théorie la plus fréquemment utilisée pour déterminer les taux de change.

² Amina Lahrière-Revil, (1999), " Les régimes de change " Economie Mondiale 2000, Éditions La Découverte, collection Repères, Paris, 1999. p. 93-103.

³ Dupuy Michel, Cardebat Jean-Marie et Jegorel Yves (2006), "Finance internationale : rappels de cours, questions de réflexion, exercices d'entraînement, annales corrigées", Dunod, Paris, p. 146.

⁴ Fonds Monétaire International, 2005. "Algérie : Consultations de 2004 au titre de l'article IV", Rapport du FMI. No.05/50, Février 2005, p.9.

CHAPITRE I : *Cadre théorique et empirique du lien entre les du pétrole et le taux de change*

Cette théorie stipule qu'une somme donnée de monnaie nationale doit permettre d'acquérir le même panier de biens et services sur le marché domestique et sur un marché étranger.⁵

Cette théorie découle de la loi du prix unique selon laquelle le prix d'un bien échangeable est identique partout, une fois converti dans une monnaie commune.

Selon cette théorie, le taux de change dépend des prix relatifs des biens et services domestiques.

Cette théorie existe en deux versions : la version absolue et la version relative

➤ **Parité des pouvoirs d'achat absolue**

Cette version repose sur des hypothèses particulières :

- L'absence de coûts de transport.
- L'absence de barrières à l'échange international (barrières tarifaires et barrières non tarifaires)
- Cours de change de la PPA assure un niveau de conversion tel qu'une unité de monnaie doit avoir le prix d'un même bien est identique dans les pays d'origine et à l'étranger.

Le taux de change dans sa version absolue est déterminé par les indices des prix (domestique(P) et étrangères (p*)). Il s'écrit donc de la façon suivante :

$$S_t = \frac{P_t}{P_t^*}{}^6$$

Dans :

S_t : cours de change à l'instant à l'instant T

P_t : représente le niveau des prix du pays domestique

P_t^* : représente le niveau des prix du pays étranger

➤ **Parité des pouvoirs d'achat relative**

⁵ Yann BIDAN ,(2004), « La détermination des taux de change » ,DESS IF UBO.

⁶ DRUNAT Jérôme, DUFRENOT Gilles, MATHIEU Laurent, (1994), « Les théories explicatives du taux de change : de CASSEL au début des années 80, » revue Française d'économie, vol 9 n°3.

CHAPITRE I : *Cadre théorique et empirique du lien entre les du pétrole et le taux de change*

Mesure la variation de la PPA entre deux périodes afin de mettre en évidence un différentiel d'inflation entre deux régions du monde.⁷

Elle s'exprime ainsi

$$\frac{PPA_t}{PPA_{t-1}^*} = \frac{P_t^*/P_{t-1}^*}{P_t/P_{t-1}}$$

Où PPA_t est le taux de change et P_t est le prix au périodet.

Les limites de la parité du pouvoir d'achat absolue :

Cette théorie est imparfaite. En effet, les taux de change n'évoluent pas toujours de telle sorte que la valeur réelle de la monnaie soit la même dans tous les pays. Il y a plusieurs raisons pour lesquelles cette théorie n'est pas toujours vérifiée.

- Les préférences des biens et des produits pour les consommateurs ne sont pas stable qui diffèrent d'un agent à l'autre.
- Les prix ne sont pas facilement négociable et même si il existe des biens négociable du moins ne sont pas substituable (homogène) d'un pays à l'autre.
- Les biens ne sont pas parfaitement échangeables, car il existe des couts de transport ou des obstacles aux échanges.

1.1.2. Ajustement par la balance de paiement

Dans une économie ouverte, l'importance des échanges avec le reste du monde confère à la balance des paiements un intérêt majeur pour la conduite de la politique économique. Il en résulte donc l'existence d'un lien étroit entre l'évolution des taux de change et celle des balances des paiements⁸.

Deux situations peuvent être distinguées :

- Dans la situation d'excédent de la balance des transactions courantes d'un pays, les exportations sont supérieures aux importations. Donc, il est détenteur net devises.

⁷MONTOUSSE Marc, (2007), « analyse économique et historique des sociétés contemporaines », Ed Bréal, page 426.

⁸M^{me}OUAMAR.Z, (2016), « Les déterminants du choix du régime de change en Algérie », thèse de magistère, université de Tizi Ouzou .P 98.

CHAPITRE I : *Cadre théorique et empirique du lien entre les du pétrole et le taux de change*

En conséquence, il vend ces devises contre de la monnaie nationale sur le marché des changes, ce qui tend à apprécier la monnaie nationale.

- Dans le cas contraire lorsque la balance des transactions courantes d'un pays est déficitaire, cela traduit que les exportations sont inférieures aux importations, il y a donc une sortie de devises et la balance est déficitaire. Le déficit accroît la demande de devises, ce qui réduit la valeur de la monnaie nationale sur le marché des changes (dépréciation) et inversement. Pour soutenir le cours de la monnaie nationale, la Banque Centrale doit acheter sa monnaie en utilisant les réserves de change ou le stock pour ramener la balance à l'équilibre.

Ses limites

L'observation empirique montre que les pays à devise forte sont ceux dont le solde extérieur est positif. L'existence d'un excédent est perçue par les opérateurs comme le signe d'une bonne santé économique du pays et les incite à demander sa monnaie dans l'espoir de voir sa monnaie s'apprécier. De manière symétrique, les pays à monnaie faible sont ceux dont la balance courante a tendance à être déficitaire.

Néanmoins, l'effet mécanique de la balance des paiements sur le taux de change (C'est-à-dire tout déficit engendre la dépréciation et l'excédent l'appréciation) doit être relativisé en raison du fait qu'elle dépend des autres facteurs tel : les taux d'intérêt, de la demande interne et des prix par le canal de la compétitive ; les flux sur les biens et les services.⁹

Aussi, les balances des paiements sont des documents en termes de flux, alors ce sont les stocks d'actifs échangés qui comptent pour expliquer les taux de change.

⁹ PLIHON Dominique, (2012), les taux de change, Ed la découverte, page 47

CHAPITRE I : *Cadre théorique et empirique du lien entre les du pétrole et le taux de change*

1.2. Les déterminants monétaires et financière du taux de change

1.2.1. Théorie de parité de taux d'intérêt

Cette théorie a été développée par John M. Keynes qui explique que le taux d'intérêt joue un rôle important dans l'évolution du taux de change à court terme afin d'effectuer un arbitrage entre détenir une monnaie nationale ou une monnaie étrangère.

L'écart de taux d'intérêt entre deux monnaies doit refléter le taux d'évolution anticipé de taux de change.

1.2.2. L'approche monétaire

L'approche monétaire des taux de change utilise la PPA pour expliquer le comportement à long terme du taux de change exclusivement en termes d'offre et de demande de monnaies. Dans cette théorie, les différentiels d'intérêts internationaux à long terme résultent de taux d'inflation domestiques.

Cette approche montre donc qu'une hausse du taux d'intérêt est associée à une dépréciation de la monnaie domestique. La théorie monétaire résulte de la parité de pouvoir d'achat, complétée par la détermination de l'équilibre monétaire. C'est-à-dire que la théorie monétaire utilise la PPA pour rendre compte du rôle des facteurs monétaires dans l'évolution à long terme du taux de change.¹⁰

1.2.3. Théorie du portefeuille

Ce modèle développé par Branson en 1975, indique que le taux de change réel est déterminé par l'offre et la demande d'actifs sur le marché financier. Selon ce modèle le taux de change réel relatif des titres. Ce modèle considère que les agents détiennent une gamme importante d'actifs (monnaie domestique, monnaie étrangère, des titres libellés en monnaie domestique et des titres libellés en monnaie étrangère), le taux de change est le prix auquel les agents acceptent de détenir l'ensemble des actifs.¹¹

¹⁰ ALIOUI Fatima Zahra, (2016), « Les déterminants du taux de change en Algérie : Quelle ampleur du taux de change parallèle ? », Université De Tlemcen p 52.

¹¹ Dominique PLIHON ,(2001), « les taux de change », la découverte et Syros, Paris .

CHAPITRE I : Cadre théorique et empirique du lien entre les du pétrole et le taux de change

1.3. Les déterminants conjoncturel

1.3.1. Théorie de sur réaction

Cette théorie a été développée par Dornbusch en 1976, c'est l'une des premières analyses de l'instabilité des taux de change. Elle repose sur l'idée que les vitesses d'ajustement sont différentes sur les marchés financiers et sur les marchés des biens et services.

*« Cette théorie s'articule sur le fait que, les prix des marchés financiers s'ajustent instantanément aux variations de l'offre et de la demande ou bien réagissent plus rapidement alors que les prix des biens et services sont rigides à court terme et s'ajustent graduellement aux déséquilibres des marchés. »*¹²D'après Cordahi (2005).

1.3.2. Des bulles spéculatives

Cette théorie vise à expliquer le rôle des anticipations dans la dynamique du taux de change réel. Le taux de change peut s'écarter de son niveau d'équilibre suite à la spéculation, cet écart est appelé « bulle spéculative ». Lorsque la plupart des agents économiques anticipent l'appréciation d'une monnaie cela engendre une demande excédentaire en faveur de cette monnaie et le taux de change s'apprécie et s'éloigne de son niveau d'équilibre, donc la spéculation a un rôle important sur le taux de change et son évolution.¹³

Section 02 : Canaux de transmission des fluctuations des prix du pétrole au taux de change.

La littérature considère trois canaux de transmission des prix du pétrole au taux de change ¹⁴:

- Le canal des termes de l'échange ;
- Le canal de l'effet de richesse ;
- Le canal de réallocation du portefeuille.

¹²Cordahi.C, (2005), La transmission internationale des chocs monétaires : le cas libanais. P102.

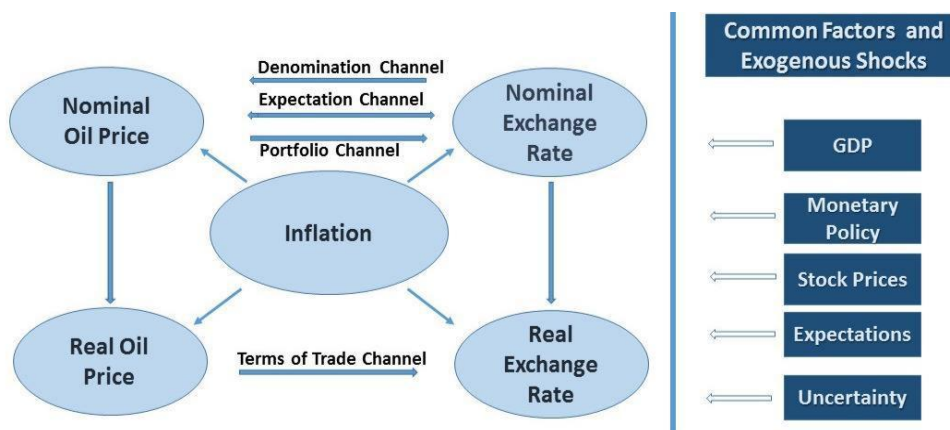
¹³Claude Dufloux, Laurent .Finance internationale et marché de gré à gré, Economica, 1ere édition 1991, 2^{ème} édition 1997.

¹⁴Joscha Beckmann, Robert Czudaj, and Vipin Arora (2017) "The Relationship between Oil Prices and Exchange Rates: Theory and Evidence"; P10.

CHAPITRE I : Cadre théorique et empirique du lien entre les du pétrole et le taux de change

Ces différents canaux de transmissions des prix du pétrole aux taux de change sont résumés sur la figure suivante :

Figure N° 01: Oil price and exchange rate causalities



Source: Own illustration

Source: Bekman et al (2017).

2.1. Canal des termes de l'échange

Le canal des termes de l'échange a été introduit par Amano et van Norden (1998). Ce modèle comprend deux secteurs :

- Un secteur des biens échangeables ;
- Un secteur des biens non échangeables.

Ces deux secteurs ont deux entrées :

- Un intrant commercialisable (le pétrole) ;
- Un intrant non commercialisable (le travail).

Les effets sur le taux de change nominal surviennent si le prix des biens échangeables n'est plus supposé être fixe. Dans ce cas, l'inflation et la dynamique des taux de change nominaux sont liées via la parité de pouvoir d'achat (PPA). Si le prix du pétrole augmente, on s'attend à ce que les devises des pays fortement dépendants au pétrole dans le secteur des biens échangeables se déprécient en raison d'une inflation plus élevée.

La réponse du taux de change réel dépend alors de la façon dont le taux de change nominal se modifie, mais par rapport à l'impact de toute variation du prix des biens échangeables (et non

CHAPITRE I : Cadre théorique et empirique du lien entre les du pétrole et le taux de change

échangeables) décrits ci-dessus. Dans l'ensemble, la causalité intégrée dans les termes de l'échange se maintient potentiellement sur des horizons différents en fonction de l'ajustement des prix.

2.2. Canal de la richesse

Ce canal a été introduit par Krugman et Golub (1983), l'attention est placée sur la balance des paiements.

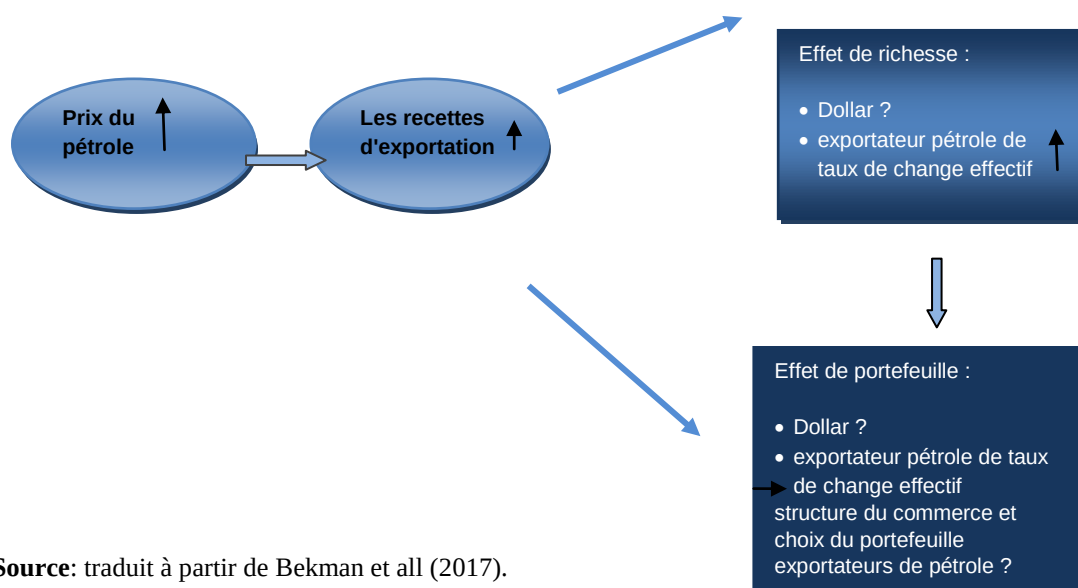
Le canal de la richesse reflète l'effet à court terme. Lorsque les prix du pétrole augmentent, la richesse est transférée aux pays exportateurs de pétrole et se traduit par une amélioration des exportations et du solde du compte courant en monnaie nationale. Pour cette raison, les devises des pays exportateurs de pétrole s'apprécieront et que les devises des importateurs de pétrole se déprécieront en termes effectifs après une hausse des prix du pétrole (Beckmann et Czudaj, 2013).

2.3. Canal de réallocation du portefeuille

Le canal du portefeuille évalue les impacts à moyen et à long terme. Si les pays exportateurs de pétrole réinvestissent leurs revenus en actifs en dollars américains, les effets à court et moyen terme sur le dollar américain par rapport aux devises des exportateurs de pétrole dépendront de deux facteurs selon l'effet du portefeuille. Le premier est la dépendance des États-Unis à l'égard des importations de pétrole par rapport à la part des exportations américaines vers les pays producteurs de pétrole. La seconde est la préférence relative des exportateurs de pétrole pour les actifs en dollars américains.

CHAPITRE I : Cadre théorique et empirique du lien entre les du pétrole et le taux de change

Figure N° 02 : Canal de richesse et du portefeuille



Source: traduit à partir de Bekman et all (2017).

2.4. D'autres canaux de transmissions

Il Ya d'autre facteurs communs comme l'inflation qu'est illustrée dans la figure 1, le taux d'intérêt, PIB, les cours boursiers et l'incertitude.

Le PIB et les taux d'intérêt influent sur les taux de change et les prix du pétrole et sont étroitement liés : La politique monétaire réagit aux fluctuations du PIB¹⁵ tandis que les variations des taux d'intérêt affectent le PIB par l'investissement total et les dépenses totales.

Une augmentation du PIB, toutes choses égales par ailleurs, entraîne une augmentation du prix du pétrole. Les effets sur les taux de change sont moins clairs à la fois pour les taux d'intérêt et les taux de change.

Une augmentation relative des taux d'intérêt intérieurs devrait par exemple déprécier la monnaie nationale selon la parité de taux d'intérêt non couverte, mais les preuves empiriques ont démontré qu'une appréciation est souvent observée. La dynamique de l'environnement et du taux de change est le degré d'incertitude. Une appréciation interne du taux de change pourrait résulter de l'incertitude, si les participants s'attendent à ce qu'une devise joue le rôle de valeur refuge (Beckmann et Czudaj, 2017).

¹⁵A central bank adjusts interest rates according to deviations of inflation and GDP from specific targets according to the Taylor rule principle.

CHAPITRE I : *Cadre théorique et empirique du lien entre les du pétrole et le taux de change*

Section 03 : Revue de la littérature empirique traitant du lien entre les prix de pétrole et le taux de change

3.1. Revue de la littérature de tous les pays

L'analyse de la relation entre le taux de change et les prix du pétrole dans les différents pays a fait l'objet d'une vaste littérature empirique. Plusieurs modèles ont été élaborés à cette fin .

L'un des premiers à développer ces modèles sont **MCGUIRK, GOLUB5(1983)** et **ROGOFF(1933)**, où les fluctuations des prix du pétrole génèrent des effets conduisant à des ajustements des taux de change. Ces auteurs ont montré l'importance des prix du pétrole sur le taux de change réel.

L'étude de **Chaudhuri et Daniel (1998)**¹⁶ sur les 16 pays de l'OCDE, utilisant le test de cointégration et le test de causalité, montre que le comportement non-stationnaire du taux de change du dollar américain est dû au comportement non-stationnaire des prix réels du pétrole. Des résultats similaires ont été obtenus par Amano et Norden (1995), qui ont prouvé une relation entre le prix du pétrole et les taux de change effectifs réels de l'Allemagne, du Japon et des États-Unis.

Chen et Rogoff(2003)¹⁷ ont examiné empiriquement le taux de change de trois pays de l'OCDE (Australie, Canada et Nouvelle-Zélande), où les produits de base représentent une part importante de leurs exportations. Pour l'Australie et la Nouvelle-Zélande en particulier, ils ont constaté que, le prix en dollars américains de leurs exportations de produits de base, a une forte influence sur les taux de change réels.

Akram et al (2004)¹⁸, dans leur étude, ils ont tenté de déterminer empiriquement la relation entre les prix du pétrole et son impact sur les indices du taux de change sur la Norvège, il a vérifier cette relation travers le modèle a correction d'erreur, en utilisant 12 trimestres du 01.01.1986-12.08.1998.

¹⁶

¹⁷Chen Yu-chin, Rogoff Kenneth (2002), *Commodity Currencies and Empirical Exchange Rate Puzzles*, DNB Staff Reports N° 76.

¹⁸ Joscha Beckmann, Robert Czudaj, and Vipin Arora June 2001, « The Relationship between Oil Prices and Exchange Rates: Theory and Evidence » .

CHAPITRE I : *Cadre théorique et empirique du lien entre les du pétrole et le taux de change*

Hatemi-J (2006)¹⁹, Cette étude examine la causalité entre les prix du pétrole brut et les taux de change en Roumanie en employant des données mensuelles appartenant à la période de novembre 2004 à décembre 2011. Les résultats impliquent une causalité dans le domaine temporel allant du prix réel du pétrole au taux de change réel.

Kalcheva et Oomes (2007), ont vérifié si la Russie souffre de la maladie hollandaise en utilisant le VECM. Les auteurs ont trouvé que l'élasticité du taux de change réel à l'égard des prix du pétrole est très proche de 0,5.

Iikka Korhonen ,Tuuli Juurikkala et Suomen Pankki(2007)²⁰en utilisant les données des pays de l'OPEP couvrant la période 1975-2005, ont montré que le prix du pétrole a un effet clair, direct, statistiquement significatif et positif sur les taux de change réels dans le groupe des pays producteurs du pétrole. Le prix élevé du pétrole conduit à l'appréciation des taux de change réels, où l'élasticité du taux de change réel par rapport au prix du pétrole est généralement entre 0,4 et 0,5.

Habib et Manolova-Kalamova(2007)²¹ont examiné si le prix réel du pétrole a un impact sur le taux de change réel de trois principaux pays exportateurs du pétrole : la Norvège, la Russie et l'Arabie Saoudite. Ils ont élaboré une mesure des taux de change effectifs réels de la Norvège et de l'Arabie Saoudite (1980-2006) et la Russie (1995-2006) et ont testé si les prix réels du pétrole et des écarts de productivité entre 15 pays de l'OCDE influencent les taux de change réels. Ils ont trouvé une relation à long terme entre le prix réel du pétrole et le taux de change réel dans le cas de la Russie, mais dans le cas de la Norvège et l'Arabie Saoudite, aucun impact n'a été trouvé.

Aziz Mukhriz Izraf Azman (2009)²² a estimé les effets à long terme du prix réel du pétrole sur les taux de change réels pour un panel de 8 pays en utilisant des données mensuelles

¹⁹ Hatemi-J , (2006), The Relationship between Oil Prices and Exchange Rate, session 1A: Energy 33.

²⁰ Iikka Korhonen , TUULI Juurikkala et SUOMEN Pankki (2007), Equilibrium Exchange Rates in Oil-Dependent Countries, WORKSHOPS N°. 12.

²¹Michael Habib Maurizio et Manolova Kalamova, (2007), "are there oil currencies? The real exchange rate of oil exporting countries", working paper series N°839.

²²Aziz Mukhriz Izraf Azman,(2009),Oil Price & Exchange Rate: A Comparative Study between Net Oil Exporting and Net Oil Importing Countries.

CHAPITRE I : *Cadre théorique et empirique du lien entre les du pétrole et le taux de change*

couvrant la période 1980-2008. Il a constaté un impact positif et statistiquement significatif des prix réels du pétrole sur le taux de change réel pour les pays importateurs du pétrole, ce qui implique que l'augmentation du prix du pétrole conduit à une dépréciation réelle du taux.

Yi Zhang (2013), a étudié à long terme la relation entre le prix du pétrole et le taux de change effectifs réel du dollar américain, en utilisant des données mensuelles ainsi l'approche de GRANGER. Le modèle montre l'existence d'une relation entre les prix du pétrole et la valeur du dollar américain.

Adibah Savari, Hassan Farazmand et Mehdi Basirat (2014)²³, ont étudié l'effet du revenu pétrolier sur le taux de change réel dans l'économie iranienne pour une période de 1981 à 2012. Cette étude utilise des tests de racine unitaire, des techniques de cointégration, un test d'Engle-Granger et VECM. Les principales conclusions de cette étude montrent qu'il existe une relation de cointégration à long terme entre le revenu pétrolier et le taux de change réel.

Fratzscher, Schneider et van Robays (2014)²⁴, ont étudié, à travers le modèle VAR, la relation qui peut exister entre le taux de change effectif du dollar et le prix du pétrole brut au canada, couvrant la période 02-01-2001/19-10-2012 (données quotidiennes). Les résultats montrent qu'il y a une causalité bidirectionnelle entre le dollar américain et les prix du pétrole depuis le début des années 2000. La causalité entre les prix du pétrole et les taux de change est négative dans les deux sens. Les prix du pétrole et le dollar américain sont affectés de manière significative par les changements des marchés.

Altarturi et al. (2016)²⁵ ont étudié la relation entre les prix du pétrole brut et le taux de change dans les pays de l'OPEP sur la période de (1999-2016). L'étude a révélé que la force de la relation entre le prix du pétrole et le taux de change se divise en trois catégories principales, à savoir le prix du pétrole conduit le taux de change, le taux de change conduit les prix du pétrole, et la relation ne cesse de changer. Les pays dont les devises sont rattachées à l'USD accusent un retard sur les variations du prix du pétrole, les pays à taux de change

²³SAVARI Adibeh, FARAZMAND Hassan, BASIRAT Mehdi, (2014), « THE EFFECT OF OIL INCOME ON REAL EXCHANGE RATE IN IRANIAN ECONOMY », Asian Economic and Financial Review, 4(11): 1564-1572.

²⁴Joscha Beckmann, Robert Czudaj, Vipin Arora (2017), The Relationship between Oil Prices and Exchange Rates: Theory and Evidence, Working paper series .

²⁵Bouchaour Cherifa, ALI AL-ZEAUD Hussein, 2012 « Oil price Distortion and their impact on Algerian Macroeconomic » vol.7.N°18,2012.

CHAPITRE I : *Cadre théorique et empirique du lien entre les du pétrole et le taux de change*

flottant et les pays à panier pondéré de monnaies internationales non orientées, et les pays dont les monnaies dépendent de l'évolution du DTS.

Valerie Cerra (2016)²⁶, explique dans son travail comment la forte baisse des recettes pétrolières influe le taux de change à travers un modèle d'équilibre de général de l'économie vénézuélienne. Une dévaluation du taux de change officiel pourrait temporairement réduire l'inflation. Le modèle explique également comment l'hyper-dépréciation du taux de change du marché noir reflète les prix les plus marchés de biens déformés.

Basher,Haug et Sadersky (2016)²⁷, ont examiné , à travers le modèle VAR, les effets du prix du pétrole sur le taux de change des pays exportateurs :Brésil, canada , Mexique, Norvège, Russie ,Royaume unie et les pays importateurs : Inde, Japon, Corée du sud. En utilisant des données mensuelles entre février 1976 et février 2014. Ils ont conclu que le choc de la demande de pétrole entraîne des pressions importantes sur l'appréciation du taux de change dans les pays exportateurs de pétrole.

Hillary C E, Nwanneka J M, Grace C E, Anthony E. A (2017)²⁸ont examiné les liens entre les chocs pétroliers et la volatilité des taux de change au Nigeria en utilisant des données mensuelles de janvier 1996 à décembre 2015. Ils ont utilisé l'approche Johansen le test de cointégration .Les résultats montrent que le prix du pétrole est négativement lié au taux de change à court terme. Le prix du pétrole augmente d'une unité, le taux de change s'apprécie de 6,5%. Ils ont trouvé une relation de long terme qui révèle que lorsque le prix du pétrole augmente de 1%, le taux de change se déprécie de 58%. Les gains de change à court terme découlant de la hausse des prix du pétrole ont été plus que proportionnellement perdus à long terme. . Le résultat du test de causalité VEC Granger a fourni la preuve d'une causalité unidirectionnelle allant du prix du pétrole au taux de change.

²⁶Cerra valérie ,2016, « Inflation and the Black Market Exchange Rate in a Repressed Market », A Model of Venezuela,IMP working paper,WP/16/159.

²⁷Joscha Beckmann, Robert Czudaj, Vipin Arora (2017), The Relationship between Oil Prices and Exchange Rates: Theory and Evidence, Working paper serie .

²⁸Hillary Chijindu Ezeaku1*, Nwanneka Judith Modebe2, Grace Chinyere Eje3, Anthony E. Ageme,(2017), « Oil Price and Exchange Rate » Nexus: A Vector Error Correction Approach on Nigeria ,Vol 7 • Issue 4 • 2017 31 International Journal of Energy Economics and PolicyISSN: 2146-4553 .

CHAPITRE I : Cadre théorique et empirique du lien entre les du pétrole et le taux de change

Conclusion

Nous avons passé en revue, les différentes théories des déterminants du taux de change, qui permettent d'expliquer ces fluctuations des devises, certaines se basent sur les mouvements des biens et services et d'autre sur la sphère financière.

Il Ya deux principaux canaux de transmission des prix du pétrole vers le taux change : par le canal de terme d'échange et par le canal d'Effet de richesse.

Globalement, la littérature indique que les prix des matières premières, en particulier le pétrole, ont un effet sur le taux de change des pays exportateurs. On analysera cette relation pour le cas de l'Algérie.

Chapitre II

La politique de change en Algérie

La politique de change représente l'action des pouvoirs publics visant à modifier le taux de change de la monnaie nationale afin d'assurer, d'une part, le pouvoir d'achat interne, et d'autre part le pouvoir d'achat externe au niveau international.

L'objectif de ce chapitre, est-d'étudier l'effet des fluctuations des prix du pétrole sur les principaux indicateurs macroéconomiques, d'expliquer la politique de change menée suite à un choc pétrolier de 2014 jusqu'à nos jours et ces différentes évolutions, et de présenter quelques études empiriques sur le lien entre le taux de change et les prix du pétrole cas de l'Algérie. A cet effet ce chapitre est structuré en trois sections : la première sera basée sur l'impact des fluctuations du prix du pétrole sur les différents indicateurs de la croissance économique, la deuxième sera consacrée à la politique de change menée depuis le choc pétrolier de 2014, et enfin la troisième elle exposera quelque travaux menés en Algérie sur la relation entre les prix de pétrole et le taux de change.

SECTION 01 : Impact du choc pétrolier sur les principaux indicateurs macro-économiques en Algérie

L'Algérie est un pays dont son économie est très dépendante des recettes des hydrocarbures, notamment en tant que principale source du revenu d'exportations.

À cet effet, on a consacré cette section pour analyser l'impact des fluctuations des prix du pétrole sur les variables macroéconomiques à savoir : la balance commerciale, le PIB, les dépenses publiques, l'inflation, les exportations, et le taux de change et enfin les recettes fiscales.

1.1. L'impact des fluctuations des prix du pétrole sur la balance commerciale

La balance commerciale est un indicateur qui correspond à la différence entre les valeurs des exportations et des importations des biens et des services d'un pays.

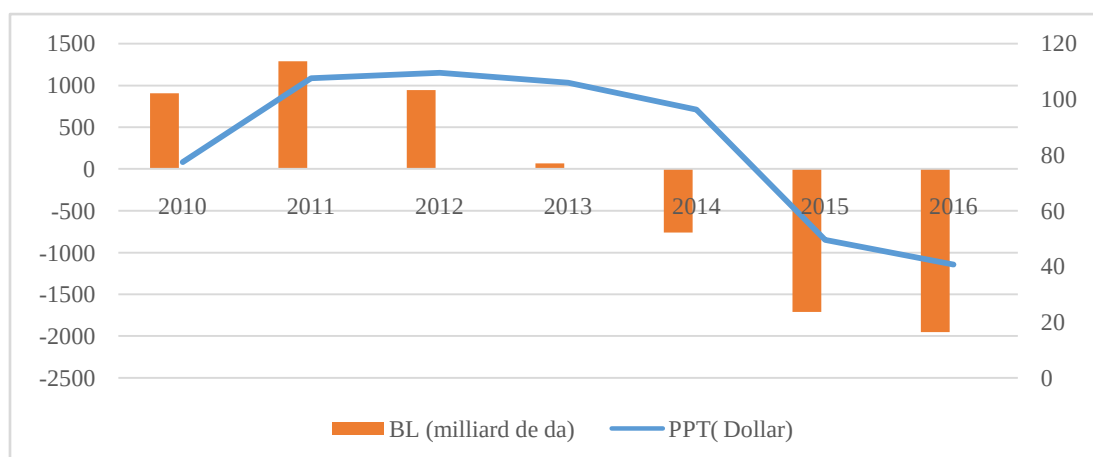
D'après les « statistique du commerce extérieur de l'Algérie »¹, Les résultats globaux obtenus en matière des réalisations des échanges extérieurs de l'Algérie pour la période l'année 2017

¹ Rapport du Centre National de l'Informatique et des Statistiques, 2017, « STATISTIQUES DU COMMERCE EXTERIEUR DE L'ALGERIE », p 05.

CHAPITRE II : LA POLITIQUE DE CHANGE EN ALGERIE

font ressortir un déficit de la balance commerciale de 11,19 milliards de dollars US, soit une diminution de 34,39% par rapport à celui enregistré durant l'année 2016. Cette tendance s'explique essentiellement par la hausse plus importante des exportations de 15,78%, par rapport à celle des importations qui ont enregistré une légère baisse de 2,4%. En termes de couverture des importations par les exportations, les résultats en question, dégagent un taux de 76% en 2017 contre un taux de 64% enregistré en 2016.

Figure N°03 : Evolution de la balance commerciale en Algérie par rapport aux prix du pétrole (2010-2016).



Source : élaboré par nous-même à partir des rapports annuels de la banque d'Algérie

D'après la figure N°3, nous pouvons observer que l'excédent de la balance commerciale a augmenté en 2011, suite à une évolution de 41% du prix de baril du pétrole. En effet, dans la mesure où l'exportation des hydrocarbures représente plus que 95% des exportations totales, l'augmentation de cette dernière entraîne l'augmentation de la totalité des exportations et donc de la balance commerciale. En 2012 le prix du pétrole a diminué de 1.9 Dollars, l'excédent de la balance commerciale a également diminué de 37%. Ensuite, une diminution du prix de pétrole continue à s'enchaîner les années qui suivent arrivant au prix de 100.2 Dollars le baril, est accompagné d'une baisse de la balance commerciale jusqu'à 2014, avec un déficit de -760.19 milliards Dinars pour le solde de la balance commerciale qui était arrivé en 2011 au seuil de 1290.24 milliards Dinars. Ce déséquilibre néfaste de la balance s'enchaîne encore jusqu'à 2015. En effet, La chute du prix de pétrole a eu donc des effets négatifs sur le

CHAPITRE II : LA POLITIQUE DE CHANGE EN ALGERIE

solde de la balance commerciale ce qui permet d'avouer une forte corrélation entre le prix du pétrole et le solde de la balance commerciale.²

L'Algérie a connu un recul très spectaculaire du déficit commercial qui a été enregistré au cours de l'année 2018. À 410 millions de dollars en janvier 2018, contre 1,08 milliard de dollars en janvier 2017. La baisse est de 674 millions de dollars correspondant à un recul du déficit de 62%.³

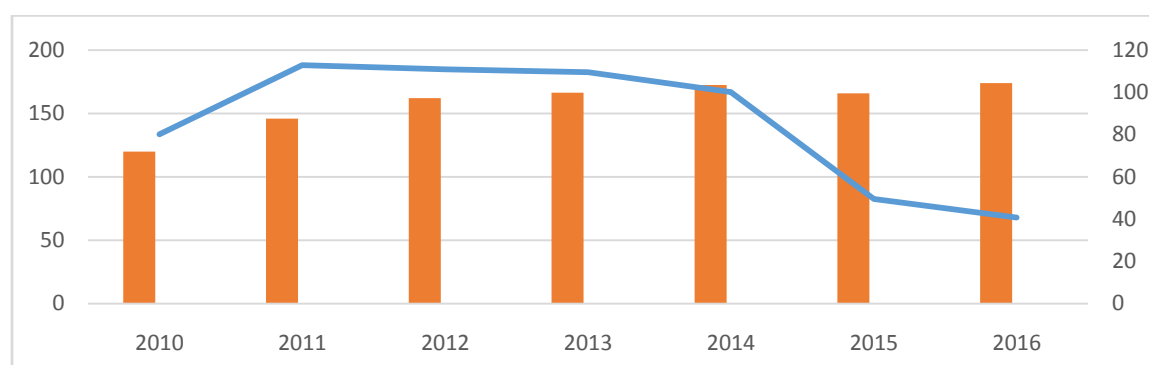
1.2. L'impact des fluctuations des prix du pétrole sur le PIB

Le PIB est un indicateur économique qui permet de mesurer la production d'un pays et qui reflète son activité économique interne sur une période donnée.

Le PIB à un rôle important dans la croissance économique et certainement une unité de mesure. C'est pour ça que toutes fluctuations du prix du pétrole exercent un impact direct sur l'ensemble des déterminants du PIB.

De ce fait, les déterminants du PIB sont des canaux de transmission des effets de fluctuations du prix du pétrole sur PIB.

FIGURE N° 04 : L'évolution comparée entre le PIB et le prix du pétrole est illustrée dans ce graphe.



TX PIB PP(\$)

SOURCE : élaboré à partir des données de la banque mondiale

2BOUDIA Mounya, FAKHARI Farouk, ZEBIRI Noura, (2017), «La crise économique actuelle en Algérie entre les fluctuations des prix de pétrole et l'exploitation des potentialités disponibles pour la réalisation du décollage économique – étude analytique »,Journal of Economic& Financial Research ISSN : 2352– 9822 E-ISSN : 2588-1574 Volume 4/ Issue 2 / p 892.

³Hassan Haddouche, 2018.

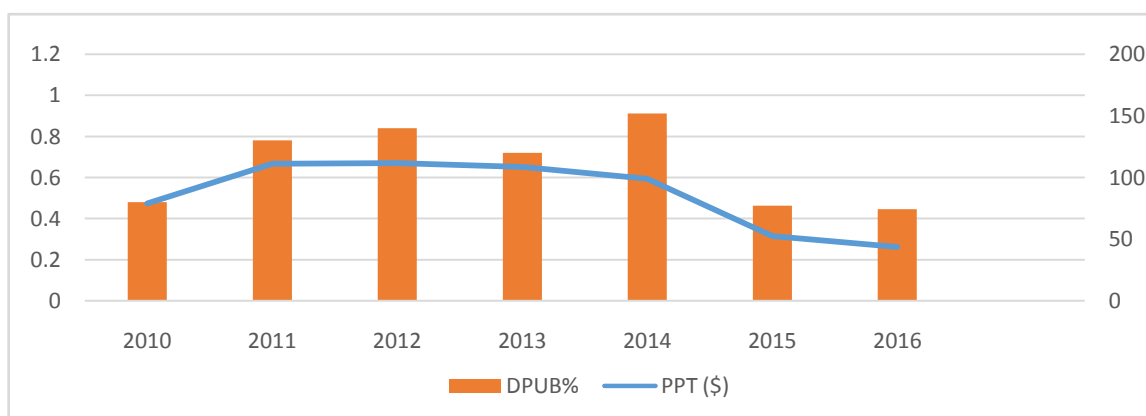
CHAPITRE II : LA POLITIQUE DE CHANGE EN ALGERIE

L'analyse de cette figure nous permet de déduire le poids pesé du pétrole sur le PIB. En effet, suite à une augmentation de 41% du prix du pétrole de l'année 2010 à 2011, le PIB a également accéléré de près de 22% en 2011. En 2012, le prix du pétrole a reculé de 1.7%, de 1.6% en 2013 et de 8.5% en 2014, tandis ce que le PIB a continué d'accroître mais légèrement au fil des années. Mais avec la chute du prix du pétrole de plus de la moitié par rapport à 2014, l'accroissement du PIB a baissé de 3.8%. Il faut noter que l'accroissement du PIB est dû à un accroissement de la productivité dans les secteurs productifs hors hydrocarbures. Il faut donc reconnaître que l'économie algérienne s'en est bien sortie en maintenant une croissance soutenue malgré la baisse des prix de pétrole qui a réduit ses recettes à l'exportation.

1.3. Sur les dépenses publiques

En 2015, les finances publiques enregistrent un déficit budgétaire pour la septième année consécutive. Ce déficit s'est élevé à 2 553,2 milliards de dinars, soit 15,4 % du PIB, contre un déficit de 1 257,3 milliards de dinars (7,3 % du PIB) en 2014. Alors que les déficits des années 2009 à 2012 avaient pu être financés sans aucun prélèvement sur le stock d'épargne financière, en dépôt à la Banque d'Algérie dans le Fonds de régulation des recettes (FRR), ceux de 2014 et 2015 ont été financés par des prélèvements conséquents sur l'encours de ce Fonds.

Figure N° 05 : Evolution des dépenses publiques en (%) année 2010-2016



Source : construit à partir des données de la banque mondiale

Cette figure nous permet de constater que malgré que le prix du pétrole soit en baisse de 2010 à 2014, les dépenses publiques ne cessent d'augmenter au fil des années. Sauf que ces dépenses sont couvertes par les recettes publiques constituées en majorité par les recettes

CHAPITRE II : LA POLITIQUE DE CHANGE EN ALGERIE

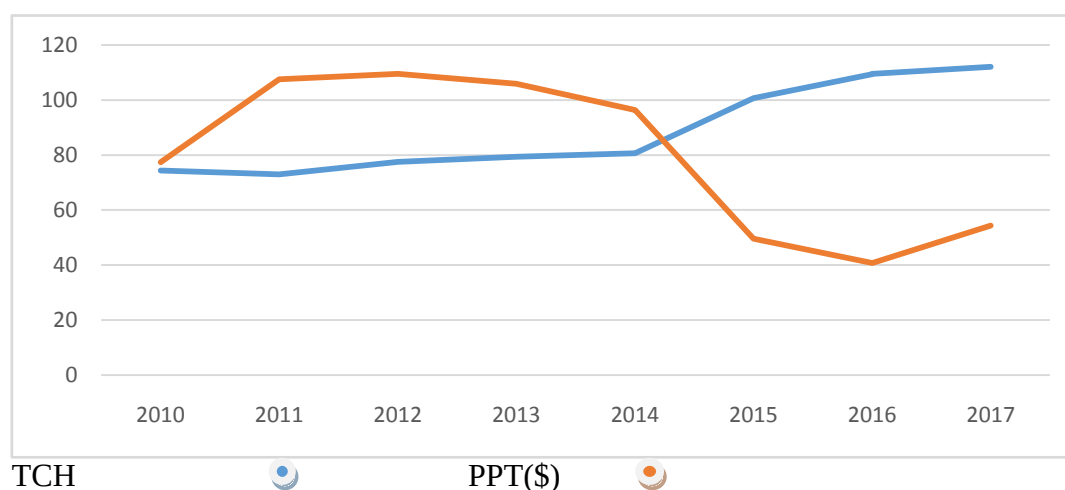
d'hydrocarbures dont les revenus sont en chute depuis l'année 2010 ce qui aggrave le déficit public. En effet, suite à une augmentation de 41% du prix du pétrole de l'année 2010 à 2011, les dépenses publiques continuent à évoluer de 30%. En 2011, on a remarqué une légère hausse du prix de pétrole ce qui aide à couvrir la hausse des dépenses enregistrée. Ensuite, avec la baisse continue du prix du pétrole, les dépenses publiques ont progressé de 18% en 2012,

Pour l'année 2013 les dépenses publiques ont reculé de 13%, l'état a réduit légèrement ses dépenses, sauf que cette réduction n'a pas tenue pour longtemps, et les dépenses ont rejoint leur croissance pour atteindre 7113.6 milliards de Dinars en 2014 et progresse de 8.6% en 2015 et on 2016.

1.4. L'impact des fluctuations des prix du pétrole sur le taux de change

Le prix du pétrole est considéré comme principal facteur déterminant du taux de change du dinar algérien puisque toutes les recettes sont on devise résultent essentiellement des exportations des hydrocarbures.

Figure N° 06 : L'évolution du taux de change par rapport à l'évolution des prix du pétrole



Source : construit à partir des données de la banque mondiale

D'après la figure N°06 durant la période 2010 jusqu'à 2014 le taux de change dollar/dinar s'est avéré stable. Sauf qu'elle a enregistré une légère dépréciation de 2,39 % en 2012.

A partir de 2015 le dinar commence à perdre de la valeur pour s'établir en 2015 à 100.69 dinars pour un dollars, l'impact du choc externe (baisse des prix de pétrole) a pris de l'ampleur et a induit une dévaluation de 24.95% entre 2014 et 2015.

CHAPITRE II : LA POLITIQUE DE CHANGE EN ALGERIE

Parallèlement, le dinar algérien s'est déprécié en 2015, en moyenne annuelle, de 13,65 % face à la livre sterling, affichant un cours de 153,60 dinars pour une livre à fin 2015, contre 132,64 dinars pour une livre à fin 2014. Cependant, le dinar ne s'est déprécié, en moyenne annuelle, que légèrement (4,07 %) face à l'euro, passant de 106,91 dinars pour un euro en 2014 à 111,44 dinars pour un euro en 2015.

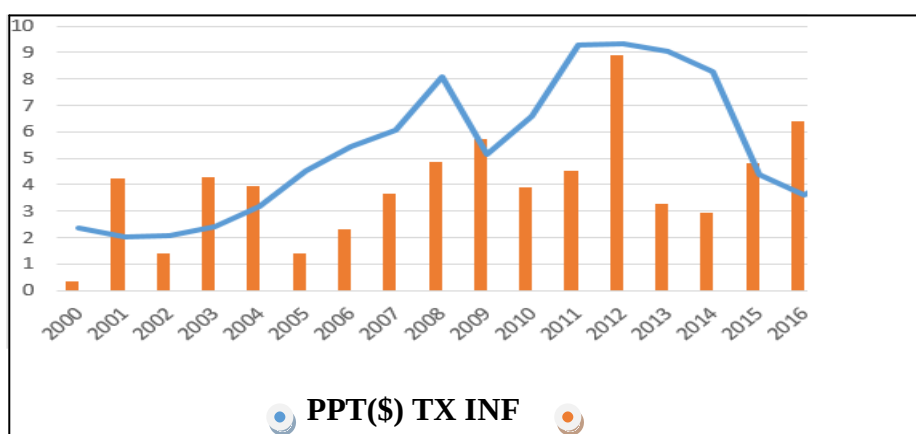
1.5. L'impact des fluctuations des prix du pétrole sur l'inflation

L'inflation telle que mesurée par l'indice des prix à la consommation reflète les variations du coût d'un panier de biens et services acheté par le consommateur moyen. Le contenu de ce panier peut être fixe ou être modifié à intervalles réguliers notamment chaque année.⁴

C'est un phénomène macro-économique met en jeu l'interdépendance entre tous les partis et tous les mécanismes de l'économie.

Toutes fluctuations du prix du pétrole exercent un impact direct sur le taux d'inflation en Algérie.

Figure N°07 : Evolution de l'inflation (2000-2016)



SOURCE : Construit à partir des données de la banque mondiale

D'après la figure ci-dessus constate qu'entre 2000 et 2006 l'évolution de l'inflation reste modérée et maîtrisée, mais que la variation brute de l'indice est essentiellement générée par des hausses saisonnières et des prix des produits agricoles.

Entre 2005 et 2008, le prix du pétrole et le taux d'inflation évoluent de la même façon (ont connu la même tendance haussière),

⁴Banque Mondiale, 2016, « Inflation, prix à la consommation (% annuel) », Source : Statistiques financières internationales et autres fichiers de données du Fonds monétaire international.

CHAPITRE II : LA POLITIQUE DE CHANGE EN ALGERIE

Entre 2009 et 2010, les deux indicateurs évoluent diversement, cette période est connue par plusieurs fluctuations des prix du pétrole, la baisse en 2009, la hausse entre 2010 et 2011 et une hausse plus au moins entre 2012 et 2013. Ce qui rend difficile l'élaboration d'une stratégie d'une politique monétaire vu que la conjoncture pétrolière exerce des effets directs sur l'offre de monnaie en Algérie et sur le niveau de la liquidité dans le circuit de l'économie.

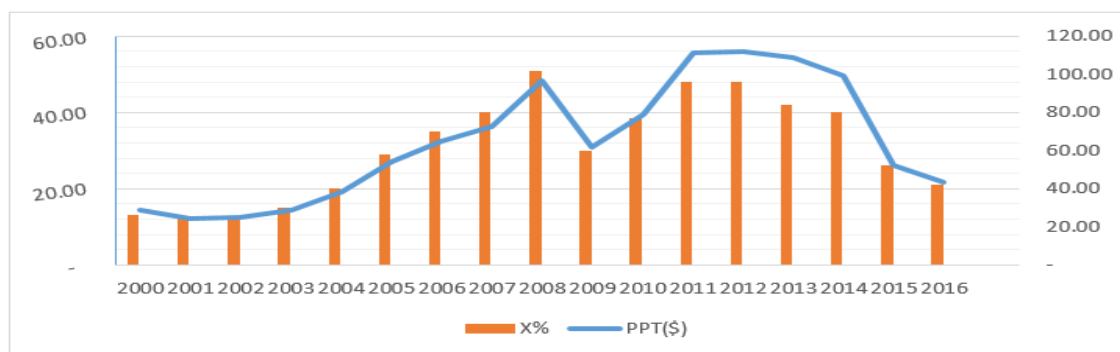
La figure montre aussi la désinflation pendant la période 2013 et 2014, cette dernière s'est interrompue en 2015 pour atteindre 4.8%. Elle est clairement en augmentation par rapport aux années 2013 (3.3%) et 2014 (2.9%).⁵

Les prix à la consommation ont augmenté tout au long de la période 2016 - 2017. Cette évolution se situe à près de 7%, précise l'Office national des statistiques (ONS).⁶

1.6. L'impact des fluctuations du prix du pétrole sur les exportations

L'impact principal de l'évolution du prix du pétrole sur l'économie nationale est de type commercial. L'effet déstabilisant d'une baisse du prix du pétrole brut est par conséquent évident.

Figure N°08 : Evolution des exportations en Algérie par rapport aux prix du pétrole (2000-2016)



Source : construit à partir des données de la banque mondiale

D'après la figure ci-dessus on constate qu'entre 2000 et 2008, les prix du pétrole et les exportations évoluent dans le même sens ce explique l'étroite dépendance des exportations algérienne à l'égard des exportations d'hydrocarbures

⁵BoucekkineRaouf,BoukliaHassaneRafik et Meddahi Nour,2015,Op-Cit,p7 .

⁶ZiadAbdelhadi ,2018, op-cit , p 22 .

CHAPITRE II : LA POLITIQUE DE CHANGE EN ALGERIE

Entre 2008 et 2009, l'Algérie a connu une forte baisse qui est due au choc pétrolier.

Mais à partir de 2010 à 2013 on constate une légère augmentation de 61971 M \$ à 69659 M\$ est constatée, mais en 2014, une chute de 9619 M\$ a été enregistrée suite au choc pétrolier.

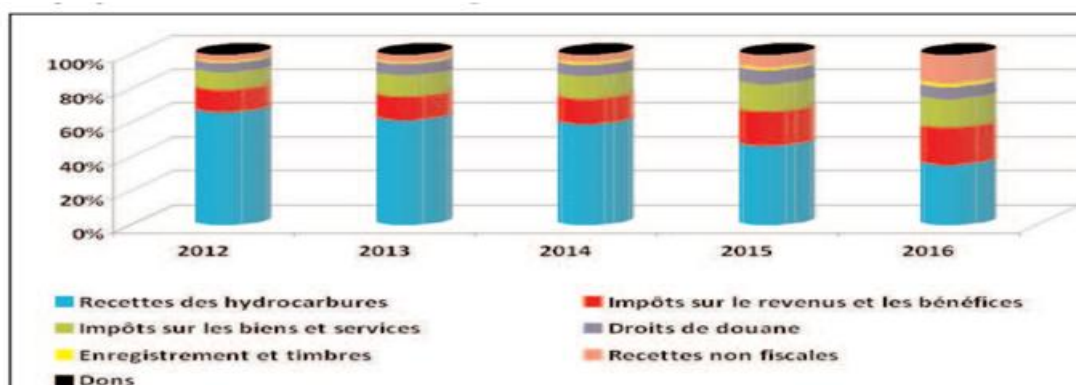
Cette baisse des prix du pétrole en 2014, ont conduit à la chute des exportations de 43.67% entre 2014 et 2015 ou elles se sont établies à 15.94 mds \$ dans l'année 2015 contre 28.31 mds \$ à la même période de l'année 2014⁷, cette tendance baissière s'est poursuivie avec 26,29 % entre l'année 2015 et l'année 2016, et une chute des recettes des exportations de 43.3 à 33.08 milliards de dollars.⁸

Selon le centre National de l'information et des statistiques, Les hydrocarbures ont représenté l'essentiel de nos exportations à l'étranger durant l'année 2016 avec une part de 93,84% du volume global des exportations, et une diminution de 17,12% par rapport à l'année 2015.⁹

1.7. L'effet sur les recettes fiscales

L'économie algérienne est dominée par la fiscalité provenant du secteur des hydrocarbures ; ce secteur étant un élément vital pour son fonctionnement.

Figure N°09 : L'évolution parallèle des prix de pétrole et les recettes fiscales du pays.



Source : rapport de la banque d'Algérie

En ce qui concerne les recettes non fiscales, elles enregistrent en 2016 une très forte hausse de 123,6 %, passant de 374,9 milliards de dinars en 2015 à 838,2 milliards de dinars en 2016, après celle, non moins élevée de 45 % en 2015. Cette très forte progression des recettes non fiscales résulte de celle, exceptionnelle, des dividendes de 610,5 milliards de dinars versés au

⁷ BOUCEKKINE Raouf, BOUKLIA Hassane Rafik et MEDDAHI Nour, 2015, Op-Cit, p.2.

⁸ Rapport du Centre national de l'information et des statistiques, (2016), « statistiques du commerce extérieur de l'Algérie pour les neuf premiers mois de 2016 ».

⁹ Idem, 2016.

CHAPITRE II : LA POLITIQUE DE CHANGE EN ALGERIE

Trésor par la Banque d'Algérie. Ce faisant, la part des recettes non fiscales dans les recettes hors hydrocarbures a été portée de 13,7 % en 2015 à 25,7 % en 2016.¹⁰

Enfin la fiscalité pétrolière constitue la ressource principale des recettes de l'Etat comparativement aux recettes ordinaires. Elle représente à elle seule près de la moitié du PIB et 98% des exportations.

Section 02 : La politique de change menée depuis le choc pétrolier de 2014

Le régime de change en Algérie est passé par plusieurs étapes suivant l'évolution du SMI. Ainsi, depuis l'indépendance le régime de change a connu quatre étapes importantes qui se sont soldées par la mise en place d'un marché des changes.

À cet effet, on a consacré cette section pour présenter la politique de change menée depuis le choc pétrolier de 2014. Mais avant, on a jugé utile de rappeler les étapes avant le choc de 2014.

2.1. La politique de change Algérienne période 1962-1974

Après l'indépendance, l'Algérie est rattachée à la zone *Franc*. La monnaie est librement convertible et transférable. Cette période n'était pas sans conséquences sur l'économie du pays. En effet, il en a résulté une fuite considérable de capitaux à l'étranger, ce qui a diminué considérablement les réserves de change de l'économie du pays¹¹.

Afin de limiter cette fuite de capitaux et de protéger l'économie nationale, fût instauré le contrôle de change par le décret du : 09 Mars 1963 et du 12 Décembre 1963.

En d'avril 1964, l'unité monétaire de l'Algérie est le dinar représenté par le sigle DA et divisé en centimes représenté par l'abréviation CT. Le dinar algérien est défini à parité fixe avec le Franc Français en raison de (1FF = 1 DA) et un poids d'or de 180 mg¹². Sa valeur par rapport au dollar était de 4,94 de 1964 jusqu'à 1970 avant de passer à 4,19 en 1973.

¹⁰ Rapport annuel de la banque d'Algérie, 2016, « Finance publique », p.52.

¹¹ Rennan .R (2013), « L'impact des variations du taux de change sur les comptes de la Balance des Paiements en Algérie : (1999-2008) », thèse de magistère, université ORAN. P118.

¹² Article deux de la loi n°64-111 du 10 avril 1964 instituant l'unité monétaire nationale JORA n°30, page 443

CHAPITRE II : LA POLITIQUE DE CHANGE EN ALGERIE

Le régime de change adopté par l'Algérie en cette période est le régime « fixe », le cours du dinar était déterminé indépendamment de toute considération économique.

2.2. La politique de change Algérienne période 1974 à 1988

Après l'effondrement du système de Bretton-Woods et la généralisation du régime des taux de change flottants, l'Algérie a revu sa politique de change et à opté à partir de 21/01/1974 au rattachement de la valeur du dinar à un panier de 14 devises représentant les monnaies de ses principaux partenaires commerciaux¹³, ajusté de temps à autre. Le dollar EU occupait une place relativement importante dans ce panier en raison de sa présence prédominante dans les recettes d'exportation de pétrole et dans le service de la dette.

La forte appréciation du Dollar US au cours de la première moitié des années 80 s'est traduite par une hausse sensible de la valeur du Dinar d'environ 50% de 1980 à 1985 où il a atteint son sommet à 1,8 FF pour un Dinar. Ce qui a réduit la compétitivité des exportations hors hydrocarbures est stimulé les importations.

Durant cette période, le régime de change est caractérisé par le rationnement de l'octroi de devises destiné aux entreprises publiques, la réglementation de la convertibilité du dinar et de l'accès au marché de change officiel. Cette forme de compression de la demande de devises avait permis de maintenir le taux de change constant et à un niveau surévaluer ainsi la naissance de marché noir de change.¹⁴

Le contre choc pétrolier de 1986, a révélé les limites du modèle de l'économie algérienne et les insuffisances de la politique de change adoptée. Afin de faire face, les autorités monétaires ont adopté une politique de change active, de 1986 à 1988, qui prescrivait une dépréciation du dinar de 31% par rapport aux autres monnaies du panier. Le taux de change de Dinar a perdu trois quarts de sa valeur, est ainsi passé de 4,85DZD pour 1 USD au milieu de l'année 1987 à 8,96 en 1990, le dinar algérien s'est déprécié de 31% par rapport à son panier de monnaies¹⁵.

¹³M^{me}OUAMAR.Z (2016), « Les déterminants du choix du régime de change en Algérie », thèse de magistère, université de Tizi Ouzou .P 117.

¹⁴Melle SAFSAF Nadjat (2007), « ESSAI DE DETERMINATION DU TAUX DE CHANGE REEL D'EQUILIBRE DU DINAR ALGERIEN », thèse de magistère, université de Bejaia. P46

¹⁵Rapport du FMI N°05/52, Mai 2006, p 82.

CHAPITRE II : LA POLITIQUE DE CHANGE EN ALGERIE

2.3. La politique de change Algérienne période 1988 à 1994

La fin des années quatre-vingt était le début de la rupture avec le monde de gestion socialiste, des réformes économiques profondes s'imposaient. Au départ, ces réformes sont menées d'une manière autonome puis elles se sont inscrites dans le cadre d'un Programme d'Ajustement Structurel « P.A.S » adopté par l'Algérie en concertation avec le F.M.I et la Banque Mondiale

Cette période est caractérisée par la mise en place de nouvelles réformes à savoir :

- ✓ La loi sur l'autonomie des entreprises (1988),
- ✓ L'abolition du monopole de l'Etat sur le commerce extérieur,
- ✓ La loi sur les prix, qui libéralisent les prix et les salaires, ces derniers ne doivent plus être fixés par l'administration,
- ✓ La loi sur la monnaie et le crédit.

Les autorités algériennes ont laissé le taux de change du dinar se déprécier afin de l'ajuster et de corriger sa surévaluation.

Dans un premier temps, l'ajustement du taux de change s'est opéré par un glissement progressif du dinar sans annonce, ensuite il est pratiqué par des dévaluations officielles importantes.

C'est ainsi que le taux de change du dinar par rapport au dollar est passé de 5,91 DA en 1988 à 18,47 DA en 1991 pour atteindre ensuite un taux de 35,06 DA en 1994.

2.4. Régime de change de flottement dirigé (1994 -2014)

Pour redresser l'économie algérienne et corriger tous les déséquilibres constatés pendant le socialisme, les autorités sont obligées de mener des réformes économiques sous la supervision du FMI. Une partie du programme de réforme consiste à abandonner le taux de change fixe vers un taux de change déterminé par le marché¹⁶.

En octobre 1994, fut instauré le régime de flottement, qui consiste à déterminer la parité de la monnaie nationale par rapport aux monnaies étrangères par adjudication. .

Les autorités ont été dans l'obligation de mettre en place quelques perspectives pour pouvoir

¹⁶BEGGA Chérif, MERGHITAbdelhamid, Op-cit , p.22.

CHAPITRE II : LA POLITIQUE DE CHANGE EN ALGERIE

appliquer le régime de flottement, tel que :

- La création de marché interbancaire de change (par Règlement n° 95-08 du 23 Décembre 1995 relatif au marché des changes).
- la mise en œuvre de la convertibilité courante du dinar (complétée en 1997 puis en 2007),
- le développement des mécanismes de gestion de risque de change pour faire face à la volatilité potentielle du taux de change du dinar contre les autres devises étrangères.

Pendant 8 ans (entre 1994 à 2002), le taux de change effectif réel a connu une certaine stabilité¹⁷.

L'année 2006 est marquée par la mise en œuvre de la stratégie de désendettement extérieur, qui a abouti à la stabilité du taux de change effectif réel du dinar à son niveau d'équilibre. Le cours moyen du dinar par rapport au dollar est passé de 73,3627 dinars pour un dollar en 2005 à 72,6464 dinars pour un dollar en 2006. Ainsi, le cours moyen dinar/euro s'est stabilisé au cours de l'année 2006 passant de 91,3014 dinars pour un euro en 2005 à 91,2447 dinars pour un euro en 2006.¹⁸

A partir de la seconde moitié de l'année 2014, il y a eu un contre choc pétrolier, qui a touché les pays exportateurs tel que l'Algérie.

2.5. La politique de change Algérienne face au choc de 2014 à nos jours

Dans ce contexte de volatilité accrue sur le marché mondial des changes et de niveaux bas des prix du pétrole, le taux de change nominal du dinar s'est encore déprécié en 2016 face au dollar et à l'euro à un rythme, néanmoins, plus faible que celui enregistré en 2015.

Cette baisse des prix du baril de pétrole a entamé une forte baisse qui a engendré des conséquences très négatives pour les économies pétrolières comme celle de l'Algérie. Ainsi, le prix du baril du pétrole Brent qui valait 110 \$ fin juin 2014 ne valait que 63 \$ fin juin 2015,

¹⁷Rapport annuel de la banque d'Algérie, 2002.

¹⁸Rapport annuel de la banque d'Algérie, 2006, p. 69

CHAPITRE II : LA POLITIQUE DE CHANGE EN ALGERIE

soit une baisse de plus de 40 %, avec un minimum à 48 \$ au mois de janvier et une moyenne de 60 \$ pour les six premiers mois de 2015.

Cette baisse a entraîné des conséquences dramatiques à savoir¹⁹ :

- **Un très fort déficit budgétaire** : le déficit budgétaire des trois premiers mois de 2015 s'élève à 457,2 mds de dinars. Si le même rythme est maintenu pour toute l'année 2015, le déficit budgétaire annuel serait de 1828,8 mds de dinars. En prenant un taux de change de 1 \$ contre 95,7 dinars, soit la moyenne des six premiers mois de 2015, ce déficit vaudrait 19 mds \$. Ce déficit, qui sera essentiellement financé par le Fonds de Régulation des Recettes (FRR), représente 41,5% de ce FRR. Nous faisons face à une forte crise budgétaire qui nécessite des actions urgentes.
- **Une forte baisse du Fonds de Régulation des Recettes** : Fin 2014, le montant du FRR était de 4 408 mds de dinars. La ponction intégrale du déficit budgétaire de 2015, Soit 1828,8 mds de dinars réduiraient le montant du FRR à 2 579,2 mds de dinars. Au même rythme et si rien n'est fait, le FRR s'épuisera en mai 2017.
Et d'autre indicateurs quand vient de citer dans la première section.
- **Une forte baisse du dinar** : Le dinar a beaucoup baissé par rapport au dollar américain depuis juin 2014 puisqu'un dollar valait 79,3 DA le 30 juin 2014 contre 99 DA le 30 juin 2015, soit une baisse de 20%. Cette baisse est partagée par plusieurs économies dépendantes des hydrocarbures et des matières premières : Australie : 19,6% ; Canada : -15,2% ; Norvège : -21,6% ; Russie : -40%. D'après les économistes le dinar algérien est encore surévalué et qu'il devrait baisser encore plus.

Ce tableau illustre en moyenne mensuelle l'évolution du taux de change du dinar par rapport au Dollar et l'Euro.

Tableau N°01 : l'évolution du taux de change

	Janv-14	Déc-14	Janv-15	Déc-15	Janv-16	Déc-16	Janv-17	sept-17
DZD /US D	78,11	86,99	92,9	107,27	107,10	110,90	109,69	113,20
DZD/EU O	106,39	107,21	103,79	/	116,92	116,99	117,37	133,30

¹⁹ Raouf Boucekkine, Rafik Bouklia-Hassane et NourMeddahi (2015), «un an après le contre-choc pétrolier (analyse) », p 01

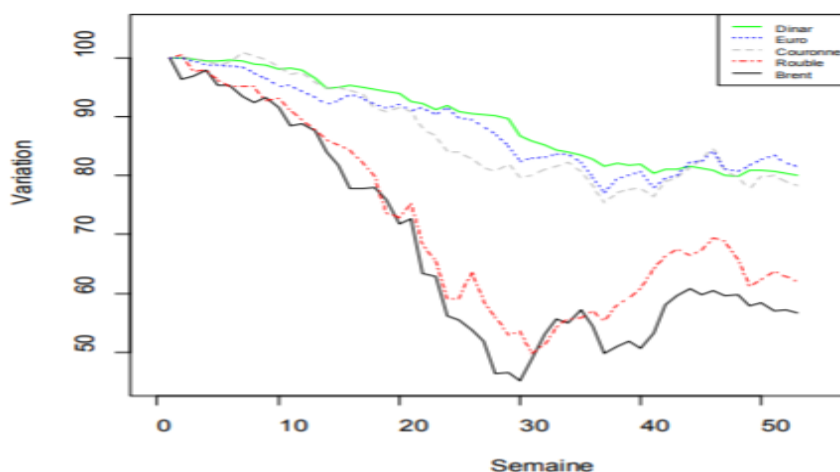
CHAPITRE II : LA POLITIQUE DE CHANGE EN ALGERIE

Source : La banque d'Algérie

D'après le tableau ci-dessus, on remarque que le cours de change annuel moyen du dinar s'est déprécié face à ces deux principales devises en 2017 par rapport à 2014.

Une autre manière d'analyser l'évolution du dinar est de la comparer avec celle des autres devises de pays dont l'économie dépend fortement des hydrocarbures à savoir la Norvège et la Russie dont leurs devises et respectivement la Couronne norvégienne et Rouble russe.²⁰

Figure N°10 : Prix hebdomadaires du Brent et de plusieurs devises (Dinar algérien, Euro, Couronne norvégienne et Rouble russe) contre le \$ entre le 29 juin 2014 et le 28 juin 2015.²¹



Remarque : Pour faciliter la comparaison, tous les prix ont été ramenés à 100 à fin juin 2014.

D'après la figure N°10 On peut tirer les principaux points suivants :

- Les variations à la baisse du dinar sont semblables à celles de la couronne norvégienne et aussi à l'euro. Par contre, les variations du rouble russe sont beaucoup plus fortes et très corrélées avec celles du pétrole.
- Jusqu'au mois de novembre, le dinar et la couronne norvégienne ont eu les mêmes baisses, alors que le rouble russe a baissé très fortement. A partir de novembre (Semaine 22 sur la Figure), le prix du pétrole et le rouble russe s'effondrent, la couronne norvégienne baisse fortement mais le dinar diminue nettement moins.

²⁰Raouf Boucekkine, Rafik Bouklia-Hassane et NourMeddahi (2015), «un an après le contre-choc pétrolier (analyse) », p 05

²¹idem, p 06.

CHAPITRE II : LA POLITIQUE DE CHANGE EN ALGERIE

- A partir de mi-janvier (Semaine 30), le pétrole et le rouble se redressent nettement, la couronne norvégienne se stabilise globalement alors que le dinar continue sa baisse pour rattraper celle de la couronne norvégienne.

- Cependant au jour d'aujourd'hui, la baisse du dinar reste inférieure à celle de la couronne.

Il est remarquable de noter que les baisses de l'euro et du dinar sont fortement corrélés.

- Sur la période Juin 2014- Juin 2015, les baisses ont été de 43,4% pour le Brent ; 20% pour le dinar algérien ; 21,6% pour la couronne norvégienne ; 40% pour le rouble russe et 18,4% pour l'euro. Et cette comparaisons précédentes sont nominales et ne tiennent pas compte de l'inflation des différents pays et zones.

Des solutions ont été données par Raouf Boucekkine, Rafik Bouklia-Hassane, NourMeddahi, M. Abderrahmane Benkhelfa (2015), membre du Conseil de la Monnaie et du Crédit (CMC) algérien ont suggéré la nécessité de la baisse du dinar et le ramener vers sa vraie valeur d'équilibre. On peut les résumer par les points suivants²² :

- Le dinar est surévalué. Il doit baisser, et le ramener vers sa vraie valeur d'équilibre ;
- Le marché de change parallèle ne peut plus continuer ;
- Etablir plusieurs taux de change selon les produits et services ;
- Assécher la demande de devises en augmentant les allocations touristiques, des études et des soins à l'étranger ;
- Réduire les subventions ;
- Combattre l'informel ;
- limiter les importations.

Autre, un ensemble de mesures a été mis par l'Algérie dans le but de stabiliser la valeur du dinar, qui consistent à :

- Promouvoir les exportations et rationalisation les importations afin de réduire l'épuisement de devises,
- Réduire le ratio prudentiel des engagements des banques, le prolongement des délais de rapatriement à 360 jours avec l'obligation d'une assurance à l'exportation si elle dépasse six mois,

²² Idem, p 04.

CHAPITRE II : LA POLITIQUE DE CHANGE EN ALGERIE

- La mise en place de la BA de son segment à terme pour améliorer le marché interbancaire des changes pour se couvrir contre le risque de change qu'induisent les fluctuations des taux de change des devises de facturation et de paiement de leurs importations de biens d'équipements dans le cadre de l'investissement productif, de produits semi-finis ou de matières premières destinés, à la production nationale.
- Les opérations de change à terme classiques qui permettent aux opérateurs économiques d'acheter les devises à terme à des cours de change à terme fixés lors de la conclusion de la transaction de couverture.
- L'intensification des contrôles des opérations du commerce extérieur directement au niveau des agences bancaires.²³
- Soutenir des finances publiques, dans un cadre budgétaire précis à moyen terme. Ils soutiennent les mesures prises pour réduire le déficit budgétaire, à savoir accroître les recettes hors hydrocarbures, maîtriser les dépenses courantes, poursuivre la réforme des subventions tout en protégeant les plus démunis, ainsi qu'accroître l'efficacité de l'investissement public et en réduire le coût.²⁴
- Elles sont déterminées et lever les obstacles de l'investissement en Algérie, en améliorant le climat des affaires, renforçant la compétitivité et attirant des investissements directs étrangers.²⁵
- la Banque d'Algérie a réactivé ses instruments de refinancement, avec l'introduction des opérations d'open-market et une facilité de prêt marginal, tout en renforçant ses capacités de prévision de la liquidité. Les opérations d'open-market devraient faciliter l'émergence d'un nouveau taux directeur et permettre à la Banque d'Algérie de fermer graduellement la fenêtre du réescompte. Une nouvelle réglementation relative aux titres éligibles au refinancement est en vigueur.²⁶
- Des réformes structurelles visant à accroître la compétitivité, promouvoir la diversification économique et ramener le taux de change effectif réel proche de son niveau d'équilibre. Elles espèrent que la mise en place du segment à terme du marché interbancaire des changes, avec l'assistance technique appréciable du FMI, apportera plus d'espace pour davantage de flexibilité.

²³ Rapport de la banque d'Algérie, (2017), « Tendances monétaires et financières en 2015 et au cours des neuf premiers mois de 2016 et politiques de résilience et d'accompagnement en contexte de choc externe durable ».

²⁴ Rapport FMI, (2017), « Le Conseil d'administration du FMI achève les consultations de 2017 au titre de l'article IV avec l'Algérie », n° 17/201.

²⁵ Idem, 2017.

²⁶ Idem, 2017.

- En utilisant les instruments de couverture contre le risque de change, les opérateurs économiques se protègent contre les effets de la volatilité sur le marché des changes ; ce qui leur permet d'établir des projections de trésorerie fiables et de préserver les profils de rentabilité de ces fluctuations.²⁷

Enfin, le taux de change du dinar contre les devises étrangères est déterminé par la BA en tenant compte de son modèle d'équilibre et de la demande en devises étrangères de l'économie du pays pour le financement des importations des biens et des services. Ce modèle tient compte des fondamentaux de l'économie du pays, en particulier le prix et la production du pétrole. La BA ne donne pas les détails de son modèle.²⁸

Section 03 : Travaux menés en Algérie sur la relation entre les prix du pétrole et le taux de change

À travers cette section, on exposera les études qui ont traité la relation entre les prix du pétrole et le taux de change en Algérie.

Cherifa Bouchaour, Hussein Ali Al-Zeaud (2012) ²⁹: On étudié l'impact de la distorsion des prix du pétrole sur les variables macroéconomiques en Algérie au cours de la période (1980 à 2011), en utilisant un vecteur modèle de correction d'erreur (VECM). Les variables explicatives utilisées sont : PIB, le taux de chômage, l'inflation, la masse monétaire (M2), et le TCER. L'impact des fluctuations du prix du pétrole sur les cinq variables macroéconomiques a été examiné. Les résultats montrent que les prix du pétrole n'ont pas d'impact important sur la plupart des variables pendant le court terme à l'exception qu'ils ont un effet positif sur l'inflation et l'effet négatif sur le taux de change effectif réel. Enfin, l'étude recommande d'adopter une politique qui permet de réduire la dépendance sur le secteur pétrolier au moyen de la diversification des sources de revenus qui, à son tour, contribue à élever le PIB réel ; absorber le chômage dans l'économie locale ; et de réduire les pressions inflationnistes.

²⁷ Idem ,2017.

²⁸Raouf Boucekkine, Rafik Bouklia-Hassane et NourMeddahi (2015), «un an après le contre-choc pétrolier (analyse) », p 4.

²⁹BouchaourCherifa, Ali AL-Zeaud Hussein, 2012, «Oil Price Distortion and Their Impact on Algerian Macroeconomic », International Journal of Business and Management, Vol. 7, N°18.

BenhabibAbderrezak, Si Mohammed Kamel et Maliki Samir (2014)³⁰, ont étudié la relation entre le prix du pétrole et le taux nominal du dollar US / Dinar algérien en utilisant le modèle VAR sur des données mensuelles pour la période 2003-2013. Les Résultats montrent qu'une relation de cointégration n'est pas détectée entre le pétrole et le taux de change. Cependant, l'estimation d'un modèle VAR indique qu'une augmentation de 1% du prix du pétrole aurait tendance à déprécier le Dinar algérien contre le dollar américain de près de 0,35%.

Yasmina Safaa SALAH, Kamel Si MOHAMMED et Nassreddine Ben Messaoud (2015)³¹, ont analysé la relation entre le prix du pétrole et le taux change Dollar américain / Dinar algérien du marché noir à travers une analyse empirique utilisant un modèle ECM sur des données trimestrielles pour la période 1975-2003.

Les résultats montrent qu'une relation de co-intégration est détectée entre le prix du pétrole et le taux de change du marché noir en Algérie, avec causalité tendancielle unilatérale à court et à long terme du prix du pétrole au marché noir d'échange.

Benyamina Kheira et Si Mohammed Kamel (2015)³², étudient l'impact des chocs externes (chocs monétaires, réels, pétroliers et financiers) sur les variables macroéconomiques de l'économie Algérienne particulièrement le taux de change Algérien représentées par les données annuelles sur la période 1970-2013, en utilisant l'analyse des fonctions de réponse impulsionnelle, la corrélation des réponses et l'analyse de décomposition des variances estimées par le modèle SVAR (vecteur autorégressif structurel). Les résultats montrent que le choc réel (pétrolier) a un impact et une corrélation positive plus importante que les autres chocs sur le taux de change (\$US/DA). En effet, toute augmentation du prix du pétrole (choc réel) depuis 1986 a provoqué une appréciation de taux du change, alors qu'elle a entraîné une amplification du taux d'inflation depuis 1996. L'impact des chocs monétaire et financier ont

³⁰BenhabibAbderrezak, Si Mohammed Kamel et Maliki Samir 2014 , « The relationship between oil price and the Algerian exchange rate », TlemcenUniversity,MECASLaboratory, Faculty of economics and Management, Algeria, Topics in Middle Eastern and African Economie, Vol.16, N°1. May 2014.

³¹YasminaSafaa SALAH , Kamel Si MOHAMMED ,Nassreddine benmessaoud,2015, « The black market exchange rate and Oil prices in Algeria », SSRG International Journal of Economics and Management Studies (SSRG-IJEMS) – volume2 issue4 July to Aug.

³²BenyaminaKheira and Si Mohammed Kamel, 2015, «L'impact des chocs externes sur le taux de change Algérien: Application du modèle SVAR - vecteur autorégressif structurel», université de Ain Temouchent, Algeria, International Journal of Innovation and AppliedStudies ISSN 2028-9324 Vol. 12 N° 1.

CHAPITRE II : LA POLITIQUE DE CHANGE EN ALGERIE

fait apparaître des réponses différentes sur le taux de change. Cette variable a réagi plus faiblement au choc financier qu'au choc monétaire. En outre, à long terme, et en termes de décomposition de la variance, les chocs externes contribuent à expliquer environ 20% du taux de change.

Kamel Si Mohammed d'Ali Bendob Lahcen Djediden Houaria Mebsout (2015)³³, a examiné la répercussion des taux de change sur les indices des prix à la production et à la consommation dans l'économie algérienne grâce à une analyse empirique utilisant un modèle VAR (Vector Autoregressive Model) sur des données trimestrielles pour la période 2002-2011. Les résultats empiriques montrent que le prix à la consommation augmente en réponse à l'appréciation des taux de change par Dinar algérien, alors que la transmission de l'euro contre le taux de change Dinar algérien est « complète » et plus l'horizon temporel a comparé la répercussion du taux de change dollar américain / DZ. En revanche, le transfert de taux de change implique une réaction négligeable sur l'indice des prix à la production.

Kamel Si Mohammed (2016)³⁴, a évalué le désalignement du taux de change réel algérien REER à travers une analyse empirique en appliquant le modèle de test ARDL. Les résultats de l'estimation d'un modèle ARDL indiquent, d'une part, l'existence d'une relation positive à long terme entre le TCER et les prix du pétrole, Deuxièmement, détection d'une relation négative entre le TCER et les termes de l'échange. En outre, les auteurs trouvent que la productivité calculée sur la base du modèle de Solow affecte le TCER algérien. De plus, les résultats montrent qu'une relation de cointégration est détectée entre le taux de change du REER et du marché noir en Algérie, et l'impact négatif souligne comment les décideurs algériens agissant en tant qu'instrument invisible doivent élaborer un objectif de convergence entre l'échange officiel et le marché noir.

Touati Karima (2017)³⁵, analyse les effets du choc pétrolier sur le taux de change du dinar algérien par rapport au dollar américain, basée sur des données mensuelles de juin 2012 à décembre 2016, en utilisant un VAR (Vector Autoregressive Model). Les résultats montrent

³³ Kamel Si Mohammed Ali Bendob, Lahcen Djediden, Houaria Mebsout, (2015), « Exchange Rate Pass - Through in Algeria » Department of Economics and Management, Ain Temouchent University Centre, , Algeria.

³⁴ Si Mohammed Kamel, 2016, « Exchange Rate Misalignment in Algeria », University of belhadjbouchaib, aintemouchent, Algeria.

³⁵ Touati Karima, 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, Pages 200-235.

CHAPITRE II : LA POLITIQUE DE CHANGE EN ALGERIE

que les prix du pétrole exercent un effet significatif sur le taux de change. Les résultats du test de causalité de Granger indiquent qu'il existe une causalité unidirectionnelle allant du prix du pétrole au taux de change. Ceci est cohérent avec la littérature selon laquelle une baisse du prix du pétrole entraînera une 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 de l'Algérie durant la période étudiée.

Conclusion

L'Algérie, exporte que des hydrocarbures, n'a pas pu maintenir ce taux de change, après le contre choc pétrolier 2014, c'est pour cela que toute fluctuation de ce dernier a un impact presque sur tous les indicateurs macroéconomique. Notamment sur les finances publiques, le PIB, l'inflation, taux de change.

En effet les dépenses publique ne s'équilibre pas en recettes au en dépenses, avec un déficit prévisionnel estimé à 1248 milliards de dinars algériens (11,3 milliards \$), soit 8% du produit intérieur brut (PIB) du pays.

Ainsi ,Le déficit commercial de l'Algérie a reculé à 8,14 milliards de dollars au cours de l'année 2017 contre un déficit de 13,11 milliards de dollars de l'année 2016, soit une baisse de 4,97 milliards de dollars ,de ce fait le taux de change du dinar algérien s'est déprécié d'environ 20 % du dinar par rapport au dollar américain.

Des réforme ont été mis en place par la Banque d'Algérie a pour objectif le maintien du taux de change effectif réel du dinar à son niveau d'équilibre déterminé par les fondamentaux de l'économie nationale.

Chapitre III

Etude économétrique du lien entre les prix du pétrole et le taux de change en Algérie.

CHAPITRE III : Etude économétrique du lien entre les prix du pétrole et le taux de change en Algérie

L'économétrie est le principal outil d'analyse quantitative utilisée par les économistes et gestionnaires dans divers domaines d'application, comme la macroéconomie, la finance ou le marketing. Les méthodes de l'économétrie permettent de vérifier l'existence de certaines relations entre des phénomènes économiques, et de mesurer concrètement ces relations, sur la base d'observations de faits réels¹.

Après avoir passé en revue les principales études empirique analysant le lien entre le prix du pétrole et le taux de change dans les principaux pays exportateurs de pétrole, nous allons, dans ce chapitre mener une étude économétrique pour vérifier si les prix du pétrole affectent le taux de change en Algérie.

Afin d'étudier l'impact des prix du pétrole sur le taux de change nous allons d'abord dans la section 01 faire la présentation des séries de données et l'étude de la stationnarité, la section 02 sera consacrée au modèle (vecteur autorégressif) VAR qui va nous permettre d'étudier les relations causales des variables par le test de granger à court terme, et enfin la section 03 consistera à estimer un modèle VAR à long terme par un modèle de correction d'erreur (VECM) dans le but de vérifier s'il existe des relations de cointégrations à long terme entre les variables.

L'étude de l'analyse économétrique sera réalisée à l'aide du logiciel EVIEWS 4.0.

Section 01 : Présentation des séries de données et étude de la stationnarité

Cette section, a pour objectif de présenter l'outil d'analyse de notre étude empirique, Pour cela notre méthodologie est basée sur l'économétrie des séries temporelles, d'abord nous allons présenter les sources des variables choisies, ensuite, nous passerons à la méthodologie à suivre pour une analyse des séries temporelles, enfin nous allons voir les différents tests de stationnarité (Dickey-Fuller) et la procédure de stationnarisation de nos séries.

1.1. Présentation et justification du choix des variables

Comme toute méthode d'analyse, l'économétrie s'appuie sur un certain nombre de variables qui lui sont propres ; les principaux ingrédients d'un modèle économétrique sont la variable à expliquer et les variables explicatives, les perturbations et les paramètres.

Dans notre étude le choix des variables se sont effectué sur la base de la disponibilité des informations au niveau de la banque d'Algérie, on a retenu les variables suivantes :

¹DOC Eric ,(2009),« Econométrie » Edition PEARSON Education France 2009.

CHAPITRE III : Etude économétrique du lien entre les prix du pétrole et le taux de change en Algérie

Tableau N°02 : Présentation des variables utilisées

Variable	Signification
TCH	Le taux de change
PPT	Les prix de pétrole
TIN	Le taux intérêt
INF	L'inflation
M1	Masse monétaire
IVU	Indice des valeurs unitaire à l'importation

Les données utilisées dans cette étude sont extraites des bulletins de la banque d'Algérie, base de données Reuters / DGEC pour les prix de pétrole en Dollar. Nous allons utiliser des données mensuelles couvrant la période janvier 2012- septembre 2017 soit 67 observations.

1.2. Application du test de racine unitaire ADF (Test de stationnarité)

Dans cette partie, il s'agit de voir l'application empirique du test de racine unitaire sur les séries économiques, ce test permet de détecter les existences de la non stationnarité d'une série chronologique et de voir si elles admettent une représentation de type TS où DS :

- TS (trend stationnary) : c'est un processus de nature déterministe et pour le rendre stationnaire on utilise la méthode des moindres carrés ordinaires MCO.
- DS (differency stationnary) : c'est un processus de nature aléatoire et pour le rendre stationnaire on utilise les filtres de différence.

L'application du test de racine unitaire ADF nécessite d'abord la détermination du nombre de retard pour chaque série.

Pour vérifier si la série est affectée d'une racine unitaire, on applique la méthode de test de Dickey-Fuller augmenté. La règle de décision est la suivante :

H₀: il existe une racine unitaire ; $\Phi = 1$, processus non stationnaire.

H₁ : absence de racine unitaire ; $\Phi < 1$, processus stationnaire.

- ✓ Si la valeur d'ADF est inférieure à la valeur critique, on accepte H₁.
- ✓ Si la valeur d'ADF est supérieure à la valeur critique, on accepte H₀.

L'application du test de racine unitaire ADF nécessite d'abord la détermination du nombre de retard pour chaque série.

1.3. La détermination du nombre de retard des séries

Lorsque la valeur du nombre de retards est inconnue, il existe des critères statistiques permettant de la définir, il s'agit de critère d'AKAIKE et du SCHWARZ. Ces critères peuvent être utilisés pour déterminer l'ordre p du modèle. La procédure de sélection l'ordre de retard consiste à estimer le modèle [3] pour un ordre allant de 0 à h (h étant le retard maximum admissible par la théorie économique ou par les données disponibles). Les fonctions $AIC(p)$ et $SC(p)$ sont calculées de la manière suivant² :

$$AIC(p) = \text{Ln} [\det |\Sigma_e|] + 2K^2p/n$$

$$AIC(p) = \text{Ln} [\det |\Sigma_e|] + 2K^2pL(n)/n$$

Avec : k = nombre de variable du système ;

n = nombre d'observation ;

p = nombre de retard ;

Σ_e = des variations covariances des résidus du modèle.

Les résultats obtenus sont illustrés dans le tableau ci-après

²R.BOURBONNAIS, Op-cite, P.279.

CHAPITRE III : Etude économétrique du lien entre les prix du pétrole et le taux de change en Algérie

Tableau N°03 : Choix du nombre de retards « P » pour les séries à étudier

Série	Critère d'information	0	1	2	3	4
PPT	AIC	5.76	5.69	5.70	5.73	5.77
	SC	5.86	5.82	5.86	5.83	6.01
TCH	AIC	3.56	3.50	3.53	3.55	3.53
	SC	3.66	3.63	3.70	3.75	3.82
INF	AIC	3.70	3.68	3.66	3.67	3.96
	SC	3.80	3.81	3.83	3.87	3.93
TXI	AIC	1.27	1.29	1.32	1.56	1.37
	SC	1.36	1.42	1.49	2.42	1.61
IVU	AIC	7.71	7.73	7.77	7.80	7.84
	SC	7.80	7.86	7.94	8.00	8.08
M1	AIC	12.74	12.78	12.82	12.81	12.75
	SC	12.84	12.91	12.99	13.02	12.99

Source : Elaboré par nous même à partir des résultats d'Eviews 4.0.

Tableau N° 04 : Les résultats de la recherche du nombre de retards

Série	TCH	PPT	TXI	IVU	INF	M1
Nombre de retard	01	01	0	0	0	0

Source : Elaboré par nous même à partir des résultats d'Eviews 4.0.

A partir de ce tableau, nous constatons que :

- Les critères d'Akaike et Schwarz conduisent à un choix de retard optimal **P = 0** pour les séries : TXI, IVU, INF, M1.
- Les critères d'Akaike et Schwarz conduisent à un choix de retard optimal **P =1** pour les deux séries : TCH, PPT.

➤ **Application du test de racine unitaire ADF sur la série PPT**

Les tests de racines unitaires (Unit Root Test) permettent non seulement de détecter l'existence d'une non stationnarité mais également de déterminer le type de la non stationnarité (processus TS ou DS) et donc la bonne méthode pour rendre une série stationnaire.³

³ R. Bourbonnais ; « Econométrie : cours et exercices corrigés », 9^{ème} Ed DUNOD, Paris, 2015, P.250.

CHAPITRE III : Etude économétrique du lien entre les prix du pétrole et le taux de change en Algérie

Les modèles servant de base à la construction de ce test sont au nombre de trois :

Modèle [1] : $X_t = \varphi_1 X_{t-1} + \varepsilon_t$ modèle autorégressif d'ordre 1

Modèle [2] : $X_t = \varphi_1 X_{t-1} + \beta + \varepsilon_t$ modèle autorégressif constante

Modèle [3] : $X_t = \varphi_1 X_{t-1} + b_t + C + \varepsilon_t$ modèle autorégressif avec tendance

Si l'hypothèse $H_0 : \varphi = 1$ est retenue dans l'un de ces trois modèles suivants : le processus est donc non stationnaire. Par contre si c'est l'hypothèse $H_1 : \varphi < 1$ est retenue dans le modèle [3] le processus est donc TS, pour le modèle [2] et [1] ils seront donc dans ce cas ($H_1 : \varphi < 1$) stationnaire.

Dickey et Fuller (1979, 1981) ont proposé deux types de tests :

- Le premier est basé sur la distribution de l'estimateur MCO de φ ;
- Le second sur la student du coefficient φ_1 .

On s'intéresse au premier cas. En pratique, on estime les modèles sous la forme suivante⁴ :

Modèle [1'] : $\Delta X_t = \vartheta X_{t-1} + \varepsilon_t$

Modèle [2'] : $\Delta X_t = \vartheta X_{t-1} + b_t + \varepsilon_t$

Modèle [3'] : $\Delta X_t = \vartheta X_{t-1} + b_t + C + \varepsilon_t$

Avec, pour chaque modèle, $\vartheta = \varphi_1 - 1$ et $\varepsilon_t \sim BB(0, \sigma_\varepsilon^2)$. On test alors l'hypothèse nulle $\vartheta = 0$ (non stationnarité) contre l'hypothèse alternative $\vartheta < 0$ (stationnarité) en se référant aux valeurs tabulées par Fuller (1976) et DF (1979, 1981). Dans la mesure où les valeurs critiques sont négatives, la règle de décision est la suivante :

- Si la valeur calculée de la t-statistique associée à ϑ est inférieure à la valeur critique, on rejette l'hypothèse nulle de son stationnarité ;
- Si la valeur calculée de la t-statistique associée à ϑ est supérieur à la valeur critique, on accepte l'hypothèse nulle de son stationnarité.

• Les tests de Dickey Fuller Augmentés :

Dans le test de Dickey et Fuller simple, le processus ε_t est, par hypothèse, un bruit blanc. Or il n'y a aucune raison pour que, a priori, l'erreur soit non corrélée, par contre le test de Dickey et Fuller augmenté (ADF) ne suppose pas que ε_t et un bruit blanc.

CHAPITRE III : Etude économétrique du lien entre les prix du pétrole et le taux de change en Algérie

Les tests ADF sont fondés, sous l'hypothèse alternative $|\varphi| < 1$, sur l'estimation par les MCO des trois modèles :

$$\text{Modèle [4]} : \Delta X_t = \rho X_{t-1} - \sum_{j=2}^p \varphi_j \Delta X_{t-j+1} + \varepsilon_t$$

$$\text{Modèle [5]} : \Delta X_t = \rho X_{t-1} - \sum_{j=2}^p \varphi_j \Delta X_{t-j+1} + c + \varepsilon_t$$

$$\text{Modèle [6]} : \Delta X_t = \rho X_{t-1} - \sum_{j=2}^p \varphi_j \Delta X_{t-j+1} + b_t + C + \varepsilon_t$$

Le test se déroule de manière similaire aux tests DF simple, seules les tables statistiques diffèrent.

L'estimation par MCO du modèle (3) appliqué à la série PPT nous donne les résultats suivants :

Tableau N°05 : Modèle (3) pour la série PPT

ADF Test Statistic	-1.834114	1% Critical Value*	-4.0990	
		5% Critical Value	-3.4769	
		10% Critical Value	-3.1657	
*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(PPT)				
Method: Least Squares				
Date: 05/06/18 Time: 10:59				
Sample(adjusted): 2012:03 2017:09				
Included observations: 67 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PPT(-1)	-0.098742	0.053836	-1.834114	0.0714
D(PPT(-1))	0.328421	0.122709	2.676411	0.0095
C	8.281778	5.205818	1.590870	0.1166
@TREND(2012:01)	-0.065527	0.053527	-1.224175	0.2254
R-squared	0.130182	Mean dependent var	-0.494776	
Adjusted R-squared	0.088762	S.D. dependent var	4.245566	
S.E. of regression	4.052766	Akaike info criterion	5.694521	
Sum squared resid	1034.769	Schwarz criterion	5.826145	
Log likelihood	-186.7665	F-statistic	3.142983	
Durbin-Watson stat	1.905062	Prob(F-statistic)	0.031280	

Test du trend :

$$\begin{cases} H_0 : B=0 \\ H_1 : B \neq 0 \end{cases}$$

$T_b = |-1.22| < T^{ADF} = 2.79$ on accepte $H_0 : B=0$, Donc la tendance est non significative. On passe à l'estimation du deuxième modèle.

CHAPITRE III : Etude économétrique du lien entre les prix du pétrole et le taux de change en Algérie

Tableau N°06 : Modèle(2) pour la série PPT

ADF Test Statistic	-1.579137	1% Critical Value*	-3.5297	
		5% Critical Value	-2.9048	
		10% Critical Value	-2.5896	
*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(PPT)				
Method: Least Squares				
Date: 05/06/18 Time: 11:01				
Sample(adjusted): 2012:03 2017:09				
Included observations: 67 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PPT(-1)	-0.040896	0.025898	-1.579137	0.1192
D(PPT(-1))	0.289571	0.118995	2.433461	0.0178
C	2.270092	1.734295	1.308942	0.1952
R-squared	0.109491	Mean dependent var	-0.494776	
Adjusted R-squared	0.081663	S.D. dependent var	4.245566	
S.E. of regression	4.068522	Akaike info criterion	5.688179	
Sum squared resid	1059.384	Schwarz criterion	5.786897	
Log likelihood	-187.5540	F-statistic	3.934519	
Durbin-Watson stat	1.908428	Prob(F-statistic)	0.024458	

Test de la constante :

$$\begin{cases} H_0 : C=0 \\ H_1 : C \neq 0 \end{cases}$$

$T_c = 1.30 < T^{ADF} = 2.54$ on accepte $H_0 : C = 0$, la constante est non significative. On passe à l'estimation du premier modèle.

Tableau N°07 : Modèle (1) pour la série PPT

ADF Test Statistic	-1.122577	1% Critical Value*	-2.5973	
		5% Critical Value	-1.9452	
		10% Critical Value	-1.6183	
*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(PPT)				
Method: Least Squares				
Date: 05/06/18 Time: 11:04				
Sample(adjusted): 2012:03 2017:09				
Included observations: 67 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PPT(-1)	-0.008442	0.007520	-1.122577	0.2657
D(PPT(-1))	0.272542	0.118929	2.291629	0.0252
R-squared	0.085652	Mean dependent var	-0.494776	
Adjusted R-squared	0.071585	S.D. dependent var	4.245566	
S.E. of regression	4.090786	Akaike info criterion	5.684747	
Sum squared resid	1087.744	Schwarz criterion	5.750559	
Log likelihood	-188.4390	Durbin-Watson stat	1.894543	

CHAPITRE III : Etude économétrique du lien entre les prix du pétrole et le taux de change en Algérie

Test du ϕ :

$$\begin{cases} H_0 : \phi = 1 \\ H_1 : \phi < 1 \end{cases}$$

$T\phi = -1.12 > T^{ADF}(5\%) = -1.95$ on accepte $H_0 \phi = 1$ le processus est **non stationnaire**

On remarque que la série PPT est un processus DS car la statistique du test ADF est égale (-1.12) supérieur à la valeur critique qui est de (-1,95) ce qui signifie qu'elle est non stationnaire, elle comporte au moins une racine unitaire. Pour la rendre stationnaire, on applique le test ADF en première différence, ce qui nous donne le tableau suivant :

Tableau N°08 : Test ADF, modèle (1) pour la série différenciée DPPT

ADF Test Statistic	-5.732830	1% Critical Value*	-2.5978	
		5% Critical Value	-1.9453	
		10% Critical Value	-1.6183	
MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(PPT,2)				
Method: Least Squares				
Date: 05/06/18 Time: 11:05				
Sample(adjusted): 2012:04 2017:09				
Included observations: 66 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(PPT(-1))	-0.848624	0.148029	-5.732830	0.0000
D(PPT(-1),2)	0.171431	0.123033	1.393380	0.1683
R-squared	0.381820	Mean dependent var	-0.006818	
Adjusted R-squared	0.372161	S.D. dependent var	5.135568	
S.E. of regression	4.069233	Akaike info criterion	5.674620	
Sum squared resid	1059.754	Schwarz criterion	5.740974	
Log likelihood	-185.2625	Durbin-Watson stat	1.988008	

Test du ϕ :

$$\begin{cases} H_0 : \phi = 1 \\ H_1 : \phi < 1 \end{cases}$$

$T\phi = -5.73 < T^{ADF}(5\%) = -1.95$ on accepte $H_1 \phi < 1$

La série DPPT est stationnaire car la statistique ADF est égale à (-5.73), inférieur à la valeur théorique au seuil de 5% qui est (-1.95). La série PPT comporte donc une racine unitaire, donc elle est intégrée d'ordre 1 car on l'a différenciée une fois pour la rendre stationnaire. **PPT $\rightarrow$ I(1).**

CHAPITRE III : Etude économétrique du lien entre les prix du pétrole et le taux de change en Algérie

- L'estimation par MCO du modèle (3) appliqué à la série IVU nous donne les résultats suivants :

Tableau N°09 : Modèle (3) pour la série IVU

ADF Test Statistic				
	-6.698214	1% Critical Value*		-4.0969
		5% Critical Value		-3.4759
		10% Critical Value		-3.1651
*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(IVU)				
Method: Least Squares				
Date: 05/06/18 Time: 11:10				
Sample(adjusted): 2012:02 2017:09				
Included observations: 68 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
IVU(-1)	-0.818826	0.122245	-6.698214	0.0000
C	205.0794	30.73213	6.673127	0.0000
@TREND(2012:01)	0.351535	0.085721	4.100931	0.0001
R-squared	0.408540	Mean dependent var		0.475000
Adjusted R-squared	0.390341	S.D. dependent var		14.33552
S.E. of regression	11.19327	Akaike info criterion		7.711618
Sum squared resid	8143.806	Schwarz criterion		7.809537
Log likelihood	-259.1950	F-statistic		22.44877
Durbin-Watson stat	1.999808	Prob(F-statistic)		0.000000

✓ **Test du trend :**

$$\begin{cases} H_0 : B=0 \\ H_1 : B \neq 0 \end{cases}$$

$T_b = |4.10| > T^{ADF} = 2.79$ donc on accepte $H_1 : B \neq 0$, la tendance est significative, on va estimer ϕ

✓ **Test du ϕ :**

$$\begin{cases} H_0 : \phi = 1 \\ H_1 : \phi < 1 \end{cases}$$

$T_\phi = -6.69 < T^{ADF} (5\%) = -1.95$ on accepte $H_1 : \phi < 1$, le processus est **non stationnaire**, Cette série est générée par un processus «TS».

Pour la rendre stationnaire, nous avons récupéré les résidus de cette série. A partir de la méthode suivante :

- ✓ Estimer l'équation par la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO),

Quick → Estimate equation (IVU= c +@trend (2012 :01)

- ✓ Vérification si les coefficients sont significatifs

Les résultats sont présentés dans le tableau ci-dessous :

CHAPITRE III : Etude économétrique du lien entre les prix du pétrole et le taux de change en Algérie

Tableau N°10 : Estimation du MCO

Dependent Variable: IVU Method: Least Squares Date: 05/06/18 Time: 11:13 Sample(adjusted): 2012:01 2017:09 Included observations: 69 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	250.6173	2.671294	93.81870	0.0000
@TREND	0.422806	0.067793	6.236753	0.0000
R-squared	0.367310	Mean dependent var		264.9928
Adjusted R-squared	0.357867	S.D. dependent var		13.99612
S.E. of regression	11.21553	Akaike info criterion		7.701034
Sum squared resid	8427.811	Schwarz criterion		7.765791
Log likelihood	-263.6857	F-statistic		38.89709
Durbin-Watson stat	1.633778	Prob(F-statistic)		0.000000

✓ **Test du trend :**

$$\begin{cases} H_0 : B=0 \\ H_1 : B \neq 0 \end{cases}$$

$T_b = 6.23 > T^{ADF} = 2.79$ donc on accepte $H_1 : B \neq 0$, la tendance est significative, on va estimer ϕ , on récupérant la série des résidus IVU (proc → make residual series).

- Vérifier si la série des résidus est stationnaire en testant uniquement le premier modèle.

Ce qui nous donne les résultats suivants :

Tableau N°11 : Modèle (1) pour la série des résidus IVU

ADF Test Statistic	-6.802173	1% Critical Value*	-2.5968	
		5% Critical Value	-1.9452	
		10% Critical Value	-1.6183	
*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(IVU1)				
Method: Least Squares				
Date: 05/06/18 Time: 11:25				
Sample(adjusted): 2012:02 2017:09				
Included observations: 68 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
IVU1(-1)	-0.818948	0.120395	-6.802173	0.0000
R-squared	0.408483	Mean dependent var		0.052194
Adjusted R-squared	0.408483	S.D. dependent var		14.33552
S.E. of regression	11.02548	Akaike info criterion		7.652891
Sum squared resid	8144.594	Schwarz criterion		7.685531
Log likelihood	-259.1983	Durbin-Watson stat		1.999377

CHAPITRE III : Etude économétrique du lien entre les prix du pétrole et le taux de change en Algérie

✓ Test du ϕ :

$$\begin{cases} H_0 : \phi = 1 \\ H_1 : \phi < 1 \end{cases}$$

$T\phi = -6.80 < T^{ADF}(5\%) = -1.95$ on accepte $H_1 \phi < 1$; donc notre série IVU1 est **stationnaire**,

- Présentation des résultats du test ADF sur les autres séries restantes

Les principaux résultats de l'application par la même stratégie du test de racine unitaire sur les autres séries sont représentés dans le tableau ci- après (voir annexe 02 pour les détails).

Tableau N°12 : Résultats de test de racine unitaire (la stationnarité de séries)

Variable	Modèle	En niveau					En différence première		
		t_c	t_t	ADF	Valeur c	décision	ADF	Valeur C	Dec
TCH	Modèle 3	1.46	2.79	-	-	NS	-	-	I(1)
	Modèle 2	0.77	2.52	-	-	NS	-	-	
	Modèle 1	-	-	2.26	-1.95	NS	- 3.79	-1.95	
PPT	Modèle 3	1.22	2.79	-	-	NS	-	-	I(1)
	Modèle 2	1.30	2.52	-	-	NS	-	-	
	Modèle 1	-	-	-1.12	-1.95	NS	- 5.73	-1.95	
TXI	Modèle 3	2.04	2.79	-	-	NS	-	-	I(1)
	Modèle 2	1.93	2.52	-	-	NS	-	-	
	Modèle 1	-	-	- 1.35	-1.95	NS	- 8.05	-1.95	
IVU	Modèle 3	4.10	2.79	-6.69	-1.95	S	-	-	I(1)
	C'est processus «TS» et pour la stationnairiser on utilise les résidus					NS	-6.80	-1.95	
						NS	-	-	
INF	Modèle 3	2.07	2.79	-	-	NS	-	-	I(1)
	Modèle 2	0.21	2.52	-	-	NS	-	-	
	Modèle 1	-	-	3.73	-1.95	NS	- 8.18	-1.95	
M1	Modèle 3	1.33	2.79	-	-	NS	-	-	I(1)
	Modèle 2	1.62	2.52	-	-	NS	-	-	
	Modèle 1	-	-	2.14	-1.95	NS	- 8.53	-1.95	

Source : établis par nous-mêmes d'après les résultats d'evIEWS 4.0.

CHAPITRE III : Etude économétrique du lien entre les prix du pétrole et le taux de change en Algérie

A travers les résultats trouvés sur les tests de racine unitaire ADF, nous remarquons que si l'on compare les $T_{calculées}$ aux $T_{tabulées}$ au seuil de 5%, on constate que toutes les séries sont stationnaires en différence premières [1], l'estimation sera faite à l'aide d'un modèle VAR (p) et ainsi que un test de cointégration (VECM).

Section 02 : Estimation du modèle VAR (Vecteur Autorégressive)

Le modèle VAR constitue une génération des processus AR au multivariés, ce modèle est introduit par SIMS (1980) comme alternative aux modèles macroéconomiques d'inspiration keynésienne. Après avoir déterminé la stationnarité de chaque séries, il est nécessaire de procéder à la modélisation d'un processus VAR (Vecteur Autorégressive), ou il montre la dynamique des variables endogènes par rapport au chaque variable.

2.1. Détermination du nombre de retard de modèle VAR

Avant d'estimer le modèle VAR, il est convenu de déterminer le nombre de retard (p), qui s'effectue par minimisation des critères d'information d'AKAIKE (AIC) et SCHWARTZ (SC).

Le résultat obtenu est représenté dans le tableau suivant (voir annexe 03) :

Tableau N° 13 : Choix du nombre de retards « P »

Nombre de retard(p)	P=1	P=2	P=3	P=4
AIC	34.81609	35.96733	36.86649	37.99030
SC	36.19814	38.55510	40.68003	43.05019

Source établis par nous-mêmes d'après les résultats d'evIEWS 4.0.

D'après les résultats obtenus, on conclut que le retard optimal qui minimise les critères d'information est $P = 1$, donc il s'agit d'un processus VAR (1).

Tableau N°14 : Estimation du processus VAR

VectorAutoregressionEstimates
Sample(adjusted): 2012:03 2017:09
Included observations: 67 after adjusting endpoint
Standard errors in () & t-statistics in []

	DTCH	DPPT	DM1	DINF	DTXI	IVU1
DTCH(-1)	0.116096 (0.12933) [0.89766]	0.656350 (0.40169) [1.63396]	-37.46731 (13.3796) [-2.80034]	0.216806 (0.13424) [1.61510]	-0.023741 (0.04793) [-0.49538]	-0.284355 (1.03963) [-0.27352]
DPPT(-1)	-0.086325 (0.04165) [-2.07256]	0.298117 (0.12937) [2.30447]	-1.836129 (4.30888) [-0.42613]	0.150295 (0.04323) [3.47656]	-0.008835 (0.01543) [-0.57240]	0.282500 (0.33481) [0.84376]
DM1(-1)	-0.000368 (0.00119) [-0.31042]	0.004337 (0.00369) [1.17684]	-0.144429 (0.12276) [-1.17648]	-0.001031 (0.00123) [-0.83667]	0.000310 (0.00044) [0.70540]	0.012172 (0.00954) [1.27602]
DINF(-1)	-0.135086 (0.12704) [-1.06333]	0.650990 (0.39457) [1.64986]	5.079753 (13.1424) [0.38652]	-0.368480 (0.13186) [-2.79453]	0.065100 (0.04708) [1.38287]	2.649336 (1.02120) [2.59434]

CHAPITRE III : Etude économétrique du lien entre les prix du pétrole et le taux de change en Algérie

DTXI(-1)	0.033914 (0.39444) [0.08598]	0.381587 (1.22508) [0.31148]	4.875513 (40.8050) [0.11948]	-0.910756 (0.40940) [-2.22463]	0.066835 (0.14616) [0.45726]	2.600361 (3.17066) [0.82013]
IVU1(-1)	-0.031472 (0.01688) [-1.86498]	0.028999 (0.05241) [0.55329]	0.274581 (1.74577) [0.15728]	-0.022388 (0.01752) [-1.27822]	0.005215 (0.00625) [0.83390]	0.300478 (0.13565) [2.21508]
C	0.550212 (0.21226) [2.59215]	-1.293876 (0.65926) [-1.96261]	57.92310 (21.9587) [2.63782]	0.943944 (0.22031) [4.28460]	-0.033754 (0.07866) [-0.42913]	-1.907463 (1.70625) [-1.11793]
R-squared	0.203457	0.163030	0.160741	0.268832	0.054011	0.194785
Adj. R-squared	0.123803	0.079333	0.076815	0.195716	-0.040588	0.114263
Sum sq. resids	103.2164	995.6918	1104639.	111.1937	14.17338	6669.487
S.E. equation	1.311592	4.073679	135.6859	1.361333	0.486028	10.54316
F-statistic	2.554252	1.947864	1.915268	3.676756	0.570948	2.419041
Log likelihood	-109.5454	-185.4768	-420.3652	-112.0393	-43.03241	-249.1892
Akaike AIC	3.478967	5.745577	12.75717	3.553413	1.493505	7.647438
Schwarz SC	3.709308	5.975918	12.98751	3.783754	1.723846	7.877779
Meandependent	0.551549	-0.494776	37.73731	0.660149	0.017015	0.130709
S.D. dependent	1.401192	4.245566	141.2181	1.517958	0.476455	11.20259
DeterminantResidual Covariance	15174081					
Log Likelihood (d.f. adjusted)	-1124.339					
Akaike Information Criteria	34.81609					
Schwarz Criteria	36.19814					

Source : établi par nous-mêmes d'après les résultats d'evIEWS 4.0.

Ce modèle s'écrit comme suit :

$$\text{DTCH} = 0.1160958818 \cdot \text{DTCH}(-1) - 0.08632473767 \cdot \text{DPPT}(-1) - 0.0003683649771 \cdot \text{DM1}(-1) - 0.1350856207 \cdot \text{DINF}(-1) + 0.03391446714 \cdot \text{DTXI}(-1) - 0.03147199931 \cdot \text{IVU1}(-1) + 0.5502124888$$

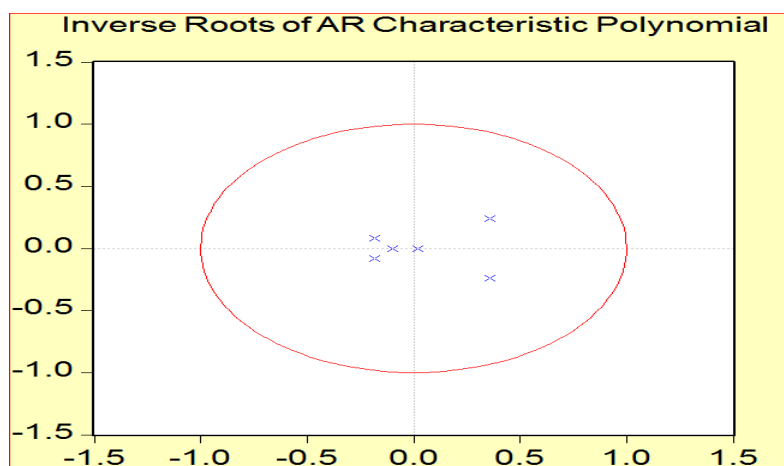
D'après les résultats, nous observons dans cette équation que les coefficients des prix du pétrole (**DPPT**), la constante(**C**) sont statistiquement significatifs au seuil de 5%, c'est-à-dire le taux de change est significativement influencé par les prix du pétrole avec un signe négatif. ce résultat est conforme aux résultats des travaux empiriques menés dans les pays exportateurs de pétrole. Les coefficients associés aux autres variables sont non significatifs d'un point de vue statistique, car leurs valeurs sont inférieures à 1,96.

2.2. Validation du modèle VAR

➤ **Test de stabilité de modèle VAR (1)**

Pour s'assurer que nous sommes en présence d'un VAR(1) stationnaire, il faut que toutes les valeurs propres soient inférieures à 1, pour cela on trace le cercle des valeurs propres.

Figure N°11 : Stationnarité du modèle VAR(1)



Source : établi par nous-mêmes d'après les résultats d'evIEWS 4.0

D'après le graphe, on remarque que l'inverse de la racine unitaire est à l'intérieur du cercle, et tous les modules sont inférieurs ou égaux à 1, ce qui montre l'absence de la racine unitaire. Donc le VAR(1) est stationnaire.

➤ Test d'auto-corrélation des résidus

Nous allons utiliser le test de l'auto-corrélation LM, qui fait l'objet de tester le caractère non auto-corrélation des résidus. L'hypothèse nulle est qu'il y a absence d'auto-corrélation contre l'hypothèse alternative d'existence d'auto-corrélation. Les résultats du test sont les suivants :

Tableau N°15 : test d'auto-corrélation des résidus

H0: no serial correlation at lag order h Date: 10/05/18 Time: 12:31 Sample: 2012:01 2017:12 Included observations: 67		
Lags	LM-Stat	Prob
1	35.23935	0.5046
2	34.41329	0.5441
3	48.06638	0.0861
4	28.32549	0.8154
5	33.51473	0.5874
6	32.65176	0.6286
7	47.07871	0.1023
8	19.57636	0.9882
9	29.31341	0.7773
Probs from chi-square with 36 df.		

Source : établi par nous-mêmes d'après les résultats d'evIEWS 4.0.

Nous acceptons l'hypothèse selon laquelle il y a absence d'autocorrélation car la probabilité relative à une erreur de première espèce est supérieure à 5%. La majorité des probabilités sont supérieures à 0.05, donc les erreurs sont indépendantes.

➤ Test d'hétéroscédasticité de white

Le teste d'hétérodasceticité consiste à vérifier la constance de la variance de l'erreur au fil du temps. Les séries doivent être homoscdastiques pour présenter les meilleurs estimateurs. Deux types de test d'hétéroscédasticité : le test de Breusch-Pagan et le test de White sont utilisés pour vérifier. Dans notre cas, nouslimitons l'étude au test de White.

La règle de décision du test est basée sur la significativité au seuil de 5% ou l'hypothèse d'homoscdasticité des erreurs est acceptée si la probabilité est supérieure à 5%. (Voir le tableau 16).

Tableau N°16: Test de white

VAR Residual Heteroskedasticity Tests: No Cross Terms (only levels and squares)		
Date: 05/12/18 Time: 12:53		
Sample: 2012:01 2017:12		
Included observations: 67		
Joint test:		
Chi-sq	Df	Prob.
285.9934	252	0.0694

Source : établi par nous-mêmes d'après les résultats d'evIEWS 4.0.

D'après les résultats obtenus, l'hypothèse d'homoscdasticité est acceptée, car la probabilité obtenue est supérieur à 5% ($0.07 > 0,05$).

2.3. Test de causalité au sens de Granger

Cette analyse s'appuie sur les relations causales entre les variables, cela nous permet d'indiquer quelle est la variable qui cause l'autre et le sens de causalité entre les variables du modèle VAR(1), et leurs influencent entre elles. En effet, il s'agit de tester la nullité jointe de certains coefficients.

$$\begin{cases} H_0 : X \text{ ne cause pas } Y. \\ H_1 : X \text{ cause } Y. \end{cases}$$

On accepte l'hypothèse H_0 si la probabilité est supérieure à 5% (0,05), on rejette H_0 dans le cas inverse et on accepte l'hypothèse alternative H_1 , selon laquelle X cause au sens de Granger Y.

Les résultats figurent dans le tableau suivant :

CHAPITRE III : Etude économétrique du lien entre les prix du pétrole et le taux de change en Algérie

Tableau N°17 : Test de causalité au sens de Granger

Pairwise Granger Causality Tests Sample: 2012:01 2017:12 Lags: 1			
NullHypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
DPPT does not Granger Cause DTCH	67	5.77715	0.01914
DTCH does not Granger Cause DPPT		1.93553	0.16897
DM1 does not Granger Cause DTCH	67	0.10973	0.74153
DTCH does not Granger Cause DM1		10.5809	0.00183
DINF does not Granger Cause DPPT	67	2.64090	0.10906
DPPT does not Granger Cause DINF		5.60190	0.02098
IVU1 does not Granger Cause DINF	67	0.83226	0.36504
DINF does not Granger Cause IVU1		8.28898	0.00542

Source : établi par nous-mêmes d'après les résultats d'evIEWS 4.0.

Les résultats figurant dans le tableau ci-dessous nous indiquent qu'il existe une relation de causalité unidirectionnel entre les variables suivantes : les prix du pétrole(DPPT) avec le taux de change(DTCH), taux de change(DTCH) avec la masse monétaire(DM1), le prix du pétrole (DPPT) avec l'inflation (DINF) ; l'inflation(DINF) avec l'indice des valeurs unitaire (IVU1), car leur probabilités associé sont inférieure 0.05 au seuil statistique de 5%.

2.4. Analyse de réponses impulsionnelles (analyse des chocs)

Cette étape nous permet d'étudier l'effet introduit par une variation ou une modification enregistrée au niveau d'une variable sur une autre variable. Pour cela, nous allons présenter dans ce qui suit la réponse de DTCH pour les chocs sur les variables DPPT ,DTXI ,DM1 ,DINF,IVU1.

Le tableau suivant retrace les fonctions de repense impulsionnelle, on s'intéresse aux effets du choc sur 10 périodes.

Tableau N°18 : Analyse de réponses impulsionnelles (analyse des chocs)

Period	DTCH	DPPT	DINF	DM1	DTXI	IVU1
1	1.311592	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
2	0.273814	-0.367585	-0.106461	0.036073	0.086114	-0.292996
3	-3.77E-05	-0.268325	-0.121326	-0.045388	0.033874	-0.116499
4	-0.037357	-0.133210	-0.048361	-0.023601	0.019467	-0.016633
5	-0.029869	-0.043959	-0.015594	-0.011896	0.003330	0.007105
6	-0.013773	-0.006898	-0.001657	-0.003528	-0.000377	0.008696
7	-0.004416	0.003229	0.001665	-0.000395	-0.001008	0.004818
8	-0.000589	0.003596	0.001493	0.000377	-0.000643	0.001841
9	0.000398	0.001970	0.000763	0.000345	-0.000271	0.000422
10	0.000394	0.000742	0.000267	0.000176	-7.54E-05	-4.00E-05

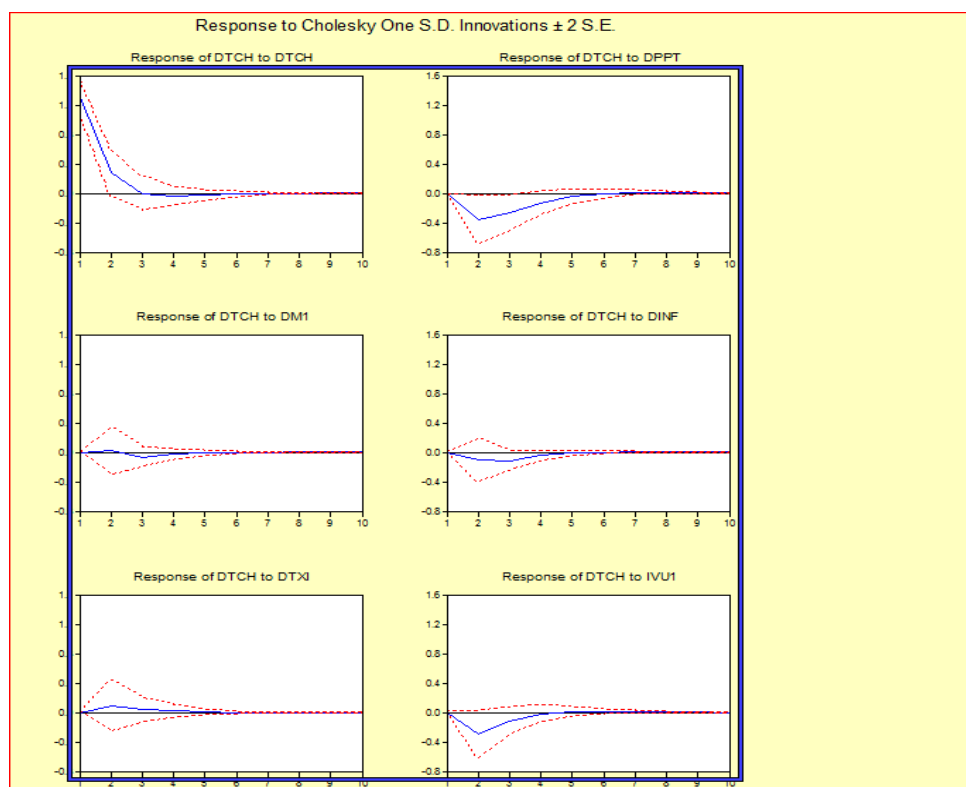
Source : établi par nous-mêmes d'après les résultats d'evIEWS 4.0.

L'analyse des répercussions du choc des différentes variables explicatives sur le taux de change sur dix périodes indiquent :

CHAPITRE III : Etude économétrique du lien entre les prix du pétrole et le taux de change en Algérie

- Un choc du taux de change sur lui-même a un effet positif durant la période 1, 2, 9, 10, et un effet négatif sur la période 3, 4, 5, 6, 7, 8 ;
- Un choc sur le prix du pétrole n'a pas d'effet sur le taux de change au cours de la première période, engendre un effet négatif de la 2^{ème} jusqu'à la 6^{ème} période, et un effet positif durant la 7^{ème} période jusqu'à la 10^{ème} période ;
- Un choc sur l'inflation n'a pas d'effet sur le taux de change au cours de la première période, génère un effet négatif de la 2^{ème} jusqu'à la 6^{ème} période, un effet positif de la 7^{ème} jusqu'à la dernière période ;
- Un choc sur la masse monétaire n'a pas d'effet sur le taux de change au cours de la première période, a un effet positif durant la période 2, 8, 9, 10, et un effet négatif sur la 3^{ème} période jusqu'à la 7^{ème} période ;
- Un choc sur le taux d'intérêt n'a pas d'effet sur le taux de change au cours de la première période, a un effet positif de la 3^{ème} jusqu'à la 5^{ème} période, et un effet positif de la 6^{ème} jusqu'à la dernière période ;
- Un choc sur l'indice de valeur unitaire n'a aucun effet sur le taux de change en première période, a un effet négatif durant la période 2, 3, 4 et 10, un effet positif de la 5^{ème} période jusqu'à la 9^{ème} période.

Figure N°12 : Réponse impulsionnelles (analyse des chocs)



Source : établi par nous-mêmes d'après les résultats d'evIEWS 4.0.

CHAPITRE III : Etude économétrique du lien entre les prix du pétrole et le taux de change en Algérie

2.5 .La décomposition de la variance de l'erreur de prévision de taux de change

La décomposition de la variance nous permettra de voir dans quelle mesure les variables ont une interaction entre elles, et dans quel sens l'impact du choc est plus important. Le tableau ci-dessous, présente la décomposition des différents chocs à la variance de l'erreur de prévision de DTCH.

Tableau N°19 : Décomposition de la variance de l'erreur de prévision de taux de change

Perio d	S.E.	DTCH	DPPT	DM1	DINF	DTXI	IVU1
1	1.311592	100.0000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
2	1.426977	88.16381	6.635624	0.017206	0.603300	0.364177	4.215887
3	1.462792	83.89942	9.679451	0.208216	1.166478	0.400188	4.646249
4	1.470528	83.08355	10.39847	0.250409	1.243772	0.413513	4.610287
5	1.471640	82.99927	10.47199	0.259367	1.250319	0.413401	4.605656
6	1.471751	82.99545	10.47260	0.259976	1.250183	0.413345	4.608448
7	1.471771	82.99416	10.47280	0.259970	1.250285	0.413381	4.609399
8	1.471777	82.99343	10.47330	0.259984	1.250366	0.413396	4.609514
9	1.471779	82.99325	10.47346	0.259994	1.250386	0.413399	4.609511
10	1.471779	82.99323	10.47348	0.259996	1.250388	0.413399	4.609510

Source : établi par nous-mêmes d'après les résultats d'evIEWS 4.0

D'après les résultats obtenus dans le tableau ci-dessus, on constate qu'à la première période la variance de l'erreur de prévision du taux de change (DTCH) est due à 100% à ses propres innovations, et les innovations des variables explicatives n'ont aucun effet au cours de la première période.

Au cours de la deuxième période jusqu'à la dixième, la variance de l'erreur de prévision du taux de change (DTCH) est due à 83.67% en moyenne à ses propres innovations, et 9.95% en moyenne à celle de prix de pétrole (DPPT), elle est due à 0.22% en moyenne à celle de la masse monétaire D(M1), à 1.16% en moyenne à celle de l'inflation (DINF), elle est due aussi à 0.40% en moyenne à celle de taux d'intérêt (DTXI) et à 4.56% à celle de l'indice de valeur unitaire (IVU1).

Nous constatons que la variance de l'erreur de prévision du taux de change provient beaucoup **plus des innovations du prix du pétrole D(PPT) et celle de l'indice de valeur unitaire (IVU1).**

Les séries TCH, PPT, M1, INF, TXI et UVI sont non stationnaire et qui sont intégrés de même ordre (1), alors on peut estimer une relation de cointégration.

Section 03 : La modélisation de VECM

La notion de la convergence entre les variables économiques à long terme est très importante pour comprendre l'interaction future et des ajustements permettant une situation d'équilibre de long terme. Avant d'estimer le modèle VECM, on commence par le test de Johansen (test de la trace).

3.1. Test de cointégration de Johansen (test de la trace)

Le test de la Trace de Johansen nous permet de détecter le nombre de vecteurs de cointégration. Les hypothèses de ce test se présentent comme suit :

$$\begin{cases} H_0: r=q \text{ il existe } r \text{ vecteurs de cointégration.} \\ H_1: r>q \text{ il existe au plus } r \text{ vecteurs de cointégration.} \end{cases}$$

(r) est le nombre de relation si la valeur calculé de la trace est supérieur à la valeur tabulé nous acceptons " H_0 ", dans le cas contraire nous acceptons " H_1 ".

Tableau N°20 : Choix de la spécification en fonction du type de processus

Type de processus	Spécification				
	1	2	3	4	5
Tous les processus sont des DS sans dérive	X	X			
Au moins un des processus est un DS avec dérive			X		
Au moins un processus est un TS				X	
Au moins un processus à une tendance quadratique					X

Source : Régis Bourbonnais⁵(2015)

Comme l'étude de la stationnarité des séries nous a donné des processus DS de mêmes ordres pour les variables (TCH, PPT, M1, INF, TXI) et un processus TS pour la variable (IVU), d'après le tableau-ci-dessus, la spécification à retenir est la spécification N°4.

Les résultats de relation de cointégration par le test de Johansen sont illustrés dans le tableau suivant :

⁵Régis Bourbonnais (2015), « Économétrie : cours et exercices corrigés », édition Dunod, page 313.

CHAPITRE III : Etude économétrique du lien entre les prix du pétrole et le taux de change en Algérie

Tableau 21 : Test de cointégration de Johansen (test de la trace).

Sample(adjusted): 2012:03 2017:09 Included observations: 67 after adjusting endpoints Trend assumption: Linear deterministic trend (restricted) Series: TCH PPT INF M1 TXI IVU Lags interval (in first differences): 1 to 1 Unrestricted Cointegration Rank Test				
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value
None **	0.496067	134.2526	114.90	124.75
At most 1 *	0.402001	88.33670	87.31	96.58
At most 2	0.325172	53.88755	62.99	70.05
At most 3	0.211877	27.53663	42.44	48.45
At most 4	0.107236	11.58383	25.32	30.45
At most 5	0.057727	3.983801	12.25	16.26
(**) denotes rejection of the hypothesis at the 5%(1%) level Trace test indicates 2 cointegrating equation(s) at the 5% level Trace test indicates 1 cointegrating equation(s) at the 1% level				

Source : établi par nous-mêmes d'après les résultats d'evIEWS 4.0.

Selon le test de la trace, nous constatons l'existence de deux relations de cointégration entre les variables pour $\alpha=5\%$ ($T r_{cal}=134.25 > T r_{tab} = 114.90, T r_{cal}=88.33 > T r_{tab} = 87.31$),

À partir des résultats du test de johansen, nous avons constaté qu'il existe deux vecteurs de cointégration, Nous devons, dans ce cas, faire appel à l'estimation du modèle vectoriel à correction d'erreur (VECM).

3.2. Estimation du VECM (approche de Johansen)

La cointégration est utilisée pour les relations à long terme entre les séries brute (non stationnaire) du model, c'est un modèle qui s'intéresse à étudier à la fois, l'évolution de court terme et de long terme. L'application du modèle à correction d'erreur s'établit dans le cas des séries non-stationnaire, qui intégrant le même ordre (I).

CHAPITRE III : Etude économétrique du lien entre les prix du pétrole et le taux de change en Algérie

3.2.1 Analyse de la relation à long terme (Annexe N°05)

Tableau N°22 : La relation de long terme

VectorError Correction Estimates	
Date: 05/14/18 Time: 23:29	
Sample(adjusted): 2012:03 2017:09	
Included observations: 67 after adjusting endpoints	
Standard errors in () & t-statistics in []	
Cointegrating Eq:	CointEq1
TCH(-1)	1.000000
PPT(-1)	0.808686 (0.16522) [4.89467]
INF(-1)	-2.601944 (0.66828) [-3.89351]
M1(-1)	-0.040283 (0.00676) [-5.95552]
TXI(-1)	-11.76780 (2.44691) [-4.80926]
IVU(-1)	0.234891 (0.19414) [1.20989]
@TREND (12:01)	3.292783 (0.64890) [5.07444]
C	488.7341

Source : établi par nous-mêmes d'après les résultats d'eviews 4.0.

L'estimation de la relation de cointégration permet d'identifier l'équation de long terme suivante :

$$TCH_{t-1} = -488.73 - 0.80 * PPT_{(t-1)} + 2.60 * INF_{(t-1)} + 0.04 * M1_{(t-1)} + 11.76 * TXI_{(t-1)} - 0.23 * IVU_{(t-1)} - 3.23 @TREND.$$

Les paramètres estimés globalement sont significatifs d'un point de vue statistique et économique. Les statistiques de student sont celles mises en crochet, nous constatons que les coefficients de PPT, INF, M1 et TXI sont significatifs et différent de zéro, c'est-à-dire les statistiques de student sont supérieures à la valeur critique (1.96) au seuil de 5% De cette équation, on peut déduire que :

- une augmentation de 1% de la part de prix du pétrole(PPT) entraine une diminution de 0.8% de la variation de taux de change(TCH) (une appréciation) ;
- une augmentation de 1% du taux d'inflation (INF) entraine un accroissement de 2.60% de la variation du TCH ;
- une augmentation de 1% la masse monétaire(M1) entraine un accroissement de 0.04% de la variation du TCH ;

CHAPITRE III : Etude économétrique du lien entre les prix du pétrole et le taux de change en Algérie

- une augmentation de 1% de taux d'intérêt (TXI) engendre un accroissement de 11.76% de la variation du TCH.

Dans notre étude, on s'intéresse au choc pétrolier, donc une diminution de 1% de la part de prix du pétrole entraîne un accroissement de 0.8% de la variation de taux de change ce qu'on appelle une dépréciation. On conclut que tous les coefficients sont significatifs dans cette relation, donc nous pouvons faire une représentation d'un modèle vectoriel à correction d'erreur (VECM).

3.2.2. Estimation de la relation de court terme

CointEq1 indique les résidus retardés d'une période de la relation de cointégration dans le tableau ci-dessous. Le signe du coefficient d'ajustement (force de rappel) est négatif et significatif ; donc le terme à correction d'erreur est caractérisé par un retour vers la cible de long terme (vers l'équilibre).

Tableau N° 23 : La relation de court terme

ErrorCorrection:	D(TCH)
CointEq1	-0.074737 (0.01324) [-5.64675]
D(TCH(-1))	-0.149509 (0.11832) [-1.26356]
D(PPT(-1))	-0.011520 (0.03783) [-0.30451]
D(INF(-1))	-0.298199 (0.10949) [-2.72364]
D(M1(-1))	-0.001254 (0.00102) [-1.22736]
D(TXI(-1))	-0.815872 (0.36878) [-2.21233]
D(IVU(-1))	-0.003882 (0.01014) [-0.38301]
C	0.897468 (0.18962) [4.73298]

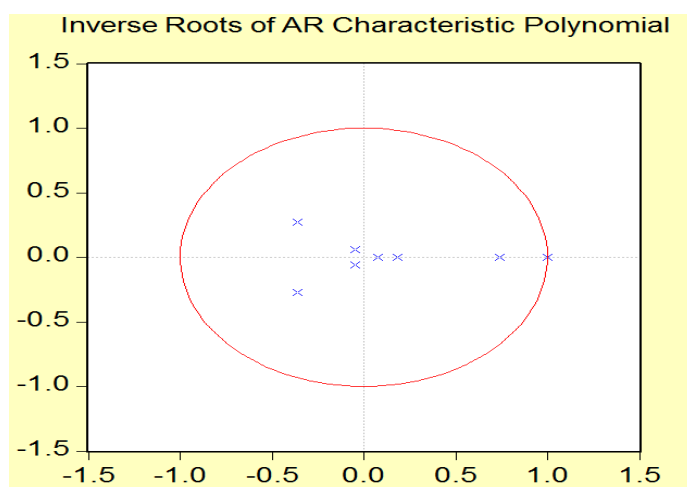
Source : établi par nous-mêmes d'après les résultats d'eviews 4.0.

Les résultats montrent que le taux de change est expliqué par l'inflation(INF) et le taux d'intérêt (TXI) au seuil de 5%, alors que les restes des variables (PPT, M1, IVU) n'ont aucune influence à court terme sur le taux de change.

3.3 .Validation du modèle VECM

Afin de vérifier que nous sommes en exactitude d'un modèle VECM stationnaire ou stable, il convient de tester la stabilité du modèle VECM. Selon laquelle, toutes les racines doivent être à l'intérieur du cercle.

Figure 13 : Test de stabilité VECM



Source : établi par nous-mêmes d'après les résultats d'evIEWS 4.0.

Toutes les racines du polynôme caractéristique sont du module supérieur à 1 (l'inverse des racines est dans le cercle unitaire). Donc les résidus sont stationnaires, et le modèle VECM est stable.

3.4. Les Tests sur les résidus

Après avoir interpréter économiquement les résultats on doit tester la robustesse économétrique du modèle qui est évaluée par le test d'indépendance sérielle du multiplicateur de Lagrange et par le test d'homoscédasticité de White.

➤ Test d'auto-corrélation des erreurs

Les résidus du test sont les suivants :

CHAPITRE III : Etude économétrique du lien entre les prix du pétrole et le taux de change en Algérie

Tableau N°24 : Les résultats du Test d'auto-corrélation

H0: no serial correlation at lagorder h		
Date: 05/15/18 Time: 10:43		
Sample: 2012:01 2017:12		
Included observations: 67		
Lags	LM-Stat	Prob
1	32.66192	0.6282
2	34.07063	0.5606
3	42.38391	0.2149
4	35.54709	0.4900
5	30.52997	0.7260
6	36.60596	0.4405
7	40.16928	0.2906
8	18.99047	0.9911
9	36.37101	0.4514
10	54.34713	0.0255
Probs from chi-square with 36 df.		

Source établis par nous-mêmes d'après les résultats d'eviews 4.0.

Dans le tableau ci-dessus on remarque que la probabilité de commettre une erreur de première espèce est supérieure à la valeur critique au seuil de 5%. Cela se traduit par une absence d'auto-corrélation entre les erreurs. Donc les erreurs sont indépendantes.

➤ Test d'hétéroscédasticité de white

Ce test repose sur deux hypothèses : l'hypothèse nulle selon laquelle les erreurs sont homoscédastiques (la probabilité $> 0,05$), contre l'hypothèse par laquelle les erreurs sont hétéroscédastiques (la probabilité $< 0,05$).

Tableau N° 25 : Résultats du test hétéroscédasticité de white

VEC Residual Heteroskedasticity Tests: No Cross Terms (only levels and squares)		
Date: 05/15/18 Time: 10:48		
Sample: 2012:01 2017:12		
Included observations: 67		
Joint test:		
Chi-sq	df	Prob.
301.4307	294	0.3702

Source : établis par nous-mêmes d'après les résultats d'eviews 4.0.

CHAPITRE III : Etude économétrique du lien entre les prix du pétrole et le taux de change en Algérie

D'après les résultats obtenus l'hypothèse d'homoscédasticité est acceptée dans la mesure où la probabilité de commettre une erreur est égale à $0,3702 > 0,05$. Dans ce cas les estimations obtenues sont optimales.

En effet, les tests effectués montrent qu'il y a absence d'auto-corrélation entre les résidus ; le VECM est bien un modèle stationnaire et stable, donc statistiquement nous pouvons dire que notre modèle VECM est un modèle robuste. On peut dans ce cas faire des analyses et interprétations économiques.

3.5. Analyse de la causalité au sens de Granger

L'étude de causalité est une étape prépondérante pour étudier la dynamique du processus VECM. A partir du tableau ci-dessus, nous constatons qu'il y'a une relation unidirectionnelle ; le prix du pétrole (PPT) cause au sens de Granger le taux de change(TCH) au seuil de 5% car la probabilité de ce dernier est de $P = 8.5E-05$ inférieure à 5% ce qui signifie qu'il existe une influence de ce dernier sur le taux de change.

Tableau N° 26 : Test de causalité

Pairwise Granger Causality Tests

Date: 05/15/18 Time: 11:22

Sample: 2012:01 2017:12

Lags: 1

NullHypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
PPT does not Granger Cause TCH	68	17.5766	8.5E-05
TCH does not Granger Cause PPT		0.04461	0.83339
INF does not Granger Cause TCH	68	0.04285	0.83666
TCH does not Granger Cause INF		5.01212	0.02860
TXI does not Granger Cause TCH	68	1.24119	0.26934
TCH does not Granger Cause TXI		3.37958	0.07058
M1 does not Granger Cause TCH	68	12.6926	0.00069
TCH does not Granger Cause M1		0.20364	0.65330
IVU does not Granger Cause TCH	68	3.19163	0.07868
TCH does not Granger Cause IVU		17.5864	8.5E-05
M1 does not Granger Cause PPT	68	4.54920	0.03672
PPT does not Granger Cause M1		0.53357	0.46774
IVU does not Granger Cause PPT	68	0.19185	0.66283
PPT does not Granger Cause IVU		7.14233	0.00951
INF does not Granger Cause M1		0.22465	0.63710
IVU does not Granger Cause INF	68	0.00023	0.98808
INF does not Granger Cause IVU		26.8922	2.3E-06
IVU does not Granger Cause M1	68	1.36292	0.24730
M1 does not Granger Cause IVU		8.15377	0.00576

Source : établi par nous-mêmes d'après les résultats d'evIEWS 4.0.

⁶ $8.5E-5 = 0.000085$

CHAPITRE III : Etude économétrique du lien entre les prix du pétrole et le taux de change en Algérie

3.6 .Analyse de réponses impulsionnelles (analyse des chocs)

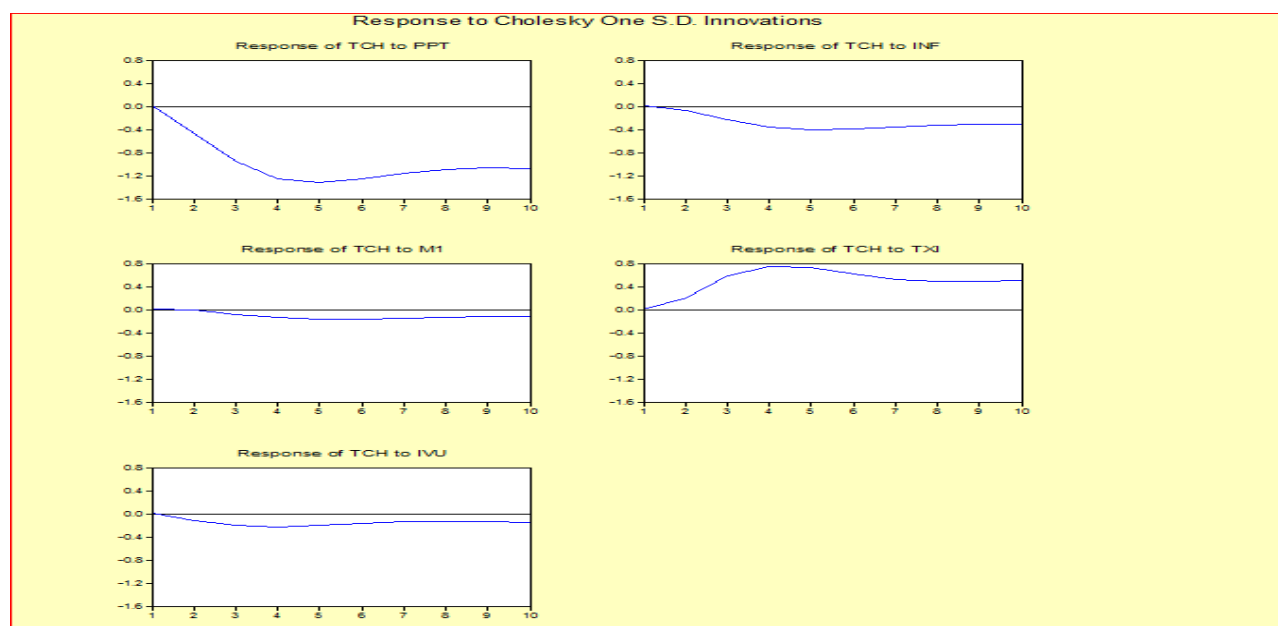
Il sera présenté dans ce qui suit la réponse de TCH pour les chocs sur les variables TCH,PPT,INF,M1,TXI et IVU.

Tableau N°27 : Réponse impulsionnelles (analyse des chocs)

Perio d	PPT	INF	M1	TXI	VUI
1	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
2	-0.472993	-0.066976	-0.003794	0.197855	-0.112656
3	-0.952499	-0.235451	-0.084383	0.577866	-0.201313
4	-1.251142	-0.359007	-0.138582	0.751077	-0.226988
5	-1.327397	-0.408731	-0.163875	0.721099	-0.199195
6	-1.261384	-0.394158	-0.160371	0.614543	-0.161594
7	-1.158945	-0.358251	-0.146138	0.521384	-0.137950
8	-1.089356	-0.329235	-0.133346	0.480182	-0.131761
9	-1.069022	-0.317406	-0.127445	0.483695	-0.137207
10	-1.081928	-0.319663	-0.127753	0.506632	-0.145436

Source : établi par nous-mêmes d'après les résultats d'eviews 4.0.

Figure N°14 : Réponse impulsionnelles (analyse des chocs)



Source : établi par nous-mêmes d'après les résultats d'eviews 4.0.

On remarque d'après les résultats obtenus, que tous les chocs au cours de la première période n'ont aucun effet sur le taux de change, les chocs sur le prix du pétrole, inflation, masse monétaire, et l'indice de valeur unitaire génèrent un effet négatif de la 2^{ème} jusqu'à la dernière période, par contre le taux d'intérêt a un effet positif de la 2^{ème} jusqu'à la dernière période.

CHAPITRE III : Etude économétrique du lien entre les prix du pétrole et le taux de change en Algérie

3.7. Décomposition de la variance

La décomposition de la variance permet d'expliquer la part de l'innovation de la variable étudiée elle-même et les innovations des autres variables.

Tableau N° 28 : Décomposition de la variance de TCH

Perio d	S.E.	TCH	PPT	INF	M1	TXI	IVU
1	1.153556	100.0000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
2	1.712577	90.45113	7.627975	0.152948	0.000491	1.334727	0.432725
3	2.338760	70.30370	20.67675	1.095524	0.130443	6.820639	0.972951
4	3.010825	56.38846	29.74421	2.082817	0.290566	10.33850	1.155447
5	3.600947	50.11129	34.38250	2.744467	0.410240	11.23773	1.113772
6	4.076476	47.97750	36.40348	3.076428	0.474880	11.04150	1.026218
7	4.461542	47.60884	37.13854	3.213075	0.503736	10.58348	0.952324
8	4.791245	47.77209	37.37255	3.258269	0.514250	10.18144	0.901395
9	5.092230	47.93051	37.49233	3.273001	0.517892	9.915681	0.870587
10	5.379529	47.92921	37.63954	3.285839	0.520449	9.771794	0.853171

Source : établi par nous-mêmes d'après les résultats d'eviews 4.0.

La plus importante source de variation de l'erreur de prévision du taux de change(TCH) provient de la variable elle-même dès la premier période soit 100%, en revanche cette source diminue durant toute les périodes pour atteindre 47.92% en fin de période. A partir de la deuxième période vient l'apport des autres variables, qui explique davantage la décomposition du taux de change (TCH),sachant que les plus grande part d'innovations proviennent du prix du pétrole (PPT) et du taux d'intérêt (TXI), à raison de 30.94 % et 9.02% respectivement, ensuite vient en moyenne 2.46% de l'inflation, et de 0.9% et 0.37 d'indice de valeur unitaire (IVU) et de la masse monétaire(M1) .Ceci montre la corrélation existante entre les prix du pétrole et le taux de change.

Conclusion

Le but de ce chapitre est d'analyser l'impact des fluctuations des prix du pétrole sur le taux de change en Algérie, dont le choix des variables est : le taux de change (TCH), les prix du pétrole (PPT), l'inflation (INF), le taux d'intérêt(TXI), la masse monétaire(M1), et l'indice de valeur unitaire(IVU).

De par ce fait, notre analyse a débuté sur le test de racine unitaire (ADF) qui nous a révélé que les séries en niveau sont non stationnaires et suivent un processus DS (à l'exception de la série IVU qui est générée par un TS). Afin de stationnariser les séries (DS) on a fait recours à la première différence, Quant à la série IVU qui suit un processus TS, sa stationnarisation s'est faite à partir de la récupération de la série des résidus qu'on a trouvé stationnaire, après le test DF.

En deuxième partie, après avoir choisi le nombre de retard optimal, et après l'estimation du modèle VAR(1), l'observation de résultats d'estimation VAR montre que tous les coefficients sont

CHAPITRE III : Etude économétrique du lien entre les prix du pétrole et le taux de change en Algérie

non significatifs, mais ce qui nous intéresse en fait dans cette estimation du modèle VAR (1) c'est d'exprimer le taux de change en fonction des autres variables du modèle. Les résultats indiquent que le taux de change dépend de DPPT.

Les résultats du test de causalité au sens de granger nous indiquent une relations unidirectionnelles entre le prix du pétrole(DPPT) avec le taux de change(DTCH), taux de change(DTCH) avec la masse monétaire(DM1), le prix du pétrole (DPPT) avec l'inflation (DINF) ; l'inflation(DINF) avec l'indice des valeurs unitaire (IVU1).En outre, l'analyse du choc sur le prix du pétrole engendre un effet négatif de la deuxième jusqu'à la sixième période, et un effet positif durant la septième période jusqu'à dixième période. Les résultats de la décomposition de la variance montrent que c'est les DPPT qui influencent le plus parmi toutes les variables sur le taux de change du dinar algérien USD/DZD.

Le teste de cointegration de Johansen indique qu'il existe au moins deux relation de cointegration à long terme c'est-à-dire , les variables évoluent dans le même sens durant une longue période, nous avons modélisé la relation par le modèle VECM qui a déterminer d'un point de vue statistique des résultats concluant sur les variables PPT,INF,M1,TXI qui explique bien l'évolution du taux de change à long terme ; même à long terme on constate que la décomposition de la variance montre que c'est les prix du pétrole qui influencent en moyen de 30.94 % sur le taux de change du dinar algérien USD/DZD.

Globalement les différents résultats de notre étude empirique nous a permis de constater certains affirmations faites dans la partie théorique se révèlent être confirmer, qu'il existe une causalité unidirectionnelle et inverse allant du prix du pétrole au taux de change. De plus, ce travail montre que les prix de pétrole influence le taux de change avec un degré plus important par rapport aux autres variables.

Conclusion générale

Au cours de ce travail, nous avons tenté de répondre à notre problématique qui consiste à estimer l'impact des fluctuations des prix du pétrole sur le taux de change en Algérie.

Dans cette perspective, nous avons organisé le travail autour de trois chapitres :

Le premier chapitre avait pour objectif de passer en revue les principales contributions théoriques et empiriques analysant la relation entre les prix du pétrole et les taux de change. Nous avons commencé par les différentes théories des déterminants du taux de change, qui nous a permis d'expliquer les fluctuations des taux de change, en se basant soit sur les facteurs réels, mais aussi monétaire et financiers. Après, nous nous sommes intéressé aux canaux de transmission, par les quels se transmis les fluctuations des prix du pétrole sur le taux de change ; nous avons constaté qu'il ya des transmissions directs à travers le canal en terme d'échange, le canal de richesse à court terme et le canal réallocation du portefeuille ; et des transmissions indirects à travers les différents indicateurs économiques tel que le taux d'intérêt, le PIB, les cours boursiers et l'incertitude. Nous avons terminé ce chapitre par l'analyse de la relation entre le taux de change et le prix du pétrole, en s'appuyant sur plusieurs modèles à travers différents travaux empiriques. Toute cette littérature se concorde à l'existence de relation entre le prix du pétrole et le taux de change.

Le deuxième chapitre quant à lui a porté sur la politique de change en Algérie. Nous avons tout d'abord étudié l'effet des fluctuations des prix du pétrole sur les principaux indicateurs macroéconomiques en Algérie. Face aux chocs 2014 nous a mené à conclure la fragilité du système économique algérien, qui reste un mono exportateur et son économie basée sur l'exportation des hydrocarbures. L'analyse des statistiques fournies par le FMI et la Banque d'Algérie, montre que tous les indicateurs macroéconomiques ont subi les répercussions de la chute des prix du pétrole. A savoir : chute des recettes des exportations de 43.3 à 33.08 milliards de dollars entre 2015 a 2016. Un déficit budgétaire global a atteint le niveau record sans précédent de 22,5 % du PIB en 2016 (-123,86 milliards) par rapport à 2015. Et les recettes de la fiscalité pétrolière ont augmenté de 9,2% en 2016 par rapport au 2015, de ce fait le taux de change du dinar algérien s'est déprecié d'environ 20 % du dinar par rapport au dollar américain. Ensuite, nous avons énuméré les différents régimes de change qu'a connu l'Algérie, depuis son indépendance jusqu'à ce jour ; en essayant de s'adapter aux marchés financiers internationaux. Le choc de 2014 a mis en évidence les failles de la politique de change, la surévaluation du dinar, et la dominance du marché noir. En fin, nous avons exposé

quelques travaux menés en Algérie sur la relation entre les prix de pétrole et le taux de change.

Nous avons réservé le dernier chapitre à évaluer empiriquement l'impact des fluctuations des prix du pétrole sur le taux de change en l'Algérie par le biais d'une modélisation vectorielle (VAR, VECM), à l'aide des séries temporelles couvrant une période mensuelle allant de 2012 jusqu'à septembre 2017, afin de voir l'existence d'une ou plusieurs relations de court ou long terme entre les prix du pétrole et le taux de change.

À l'aide du test de racine unitaire (ADF), nous avons constaté que les séries (DPPT, DTCH, DTXI, DM1 et DINF, IUUV) sont intégrées de même ordre $I(1)$; puis nous avons estimé un modèle VAR dont les coefficients associés à (DTXI), (DINF), (DM1) et (IVU1) sont non significatifs (inférieur à 1,96) d'un point de vue statistique dans l'équation (DTCH), à l'exception du coefficient de (DPPT), donc le taux de change est significativement influencé par les prix du pétrole avec un signe négatif.

Les résultats du test de causalité au sens de Granger indiquent plusieurs relations unidirectionnelles allant du prix du pétrole (DPPT) vers le taux de change (DTCH), le taux de change (DTCH) avec la masse monétaire (DM1), le prix du pétrole (DPPT) avec l'inflation (DINF); l'inflation (DINF) avec l'indice des valeurs unitaire (IVU1).

Le test de cointégration a indiqué l'existence de deux relations de cointégration, ce qui nous a permis d'estimer un modèle VECM dont les résultats sont les suivants :

- Les résultats d'estimation par le modèle VECM indiquent que les termes à correction d'erreurs sont significativement différents de zéro, et de signe négatif. Donc le modèle VECM est validé ;
- A long terme, 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 de 0.80% face à US Dollar ;
- Il existe une relation de causalité unidirectionnelle allant des prix du pétrole (PPT) vers le taux de change (TCH).
- La réponse impulsionnelle, nous indique que tous les chocs au cours de la première période n'ont aucun effet sur le taux de change, les chocs sur les prix du pétrole génèrent un effet négatif de la 2^{ème} jusqu'à la dernière période.

- Les résultats de la décomposition de la variance des erreurs de prévision indiquent que près de 47.92% de la variance du taux de change est déterminé par la variation des taux de change lui-même, et le reste (30.94 %) est expliqué par les prix du pétrole.

Références bibliographiques

Ouvrages

- Bourbonnais Régis et Michel Terraza, (1998), « Analyse des séries temporelles en économie », édition Dunod.
- Bourbonnais Régis (2015), « Économétrie : cours et exercices corrigés », édition Dunod
- Claude Dufloux, Laurent .Finance internationale et marché de gré à gré, Economica, 1ere édition 1991, 2^{eme} édition 1997.
- Dupuy Michel, Cardebat Jean-Marie et Jegorel Yves (2006), "Finance internationale : rappels de cours, questions de réflexion, exercices d'entraînement, annales corrigées", Dunod , Paris.
- Dor Éric, (2009), « Économétrie », l'université Paris 1, Panthéon-Sorbonne, Pearson Education France.
- Lahrière-Revil Amina, (1999), " Les régimes de change" Economie Mondiale 2000, Éditions La Découverte, collection Repères, Paris.
- Montousse Marc, (2007), « analyse économique et historique des sociétés contemporaines », Ed Bréal.
- Plihon Dominique, (2001), « les taux de change », la découverte et Syros, Paris.

Articles et revues

- Article deux de la loi n°64-111 du 10 avril 1964 instituant l'unité monétaire nationale JORA n°30.
- Aziz Mukhriz Izraf Azman,(2009),Oil Price & Exchange Rate: A Comparative Study between Net Oil Exporting and Net Oil Importing Countries.
- Bouchaour Cherifa, Ali Al-Zeaud Hussein ,2012 « Oil price Distortion and their impact on Algerian Macroeconomic » vol.7.N°18,2012.
- Boudia Mounya ,Fakhari Farouk, Zebiri Noura (2017) « La crise économique actuelle en Algérie entre les fluctuations des prix de pétrole et l'exploitation des potentialités disponibles pour la réalisation du décollage économique – étude analytique », Journal

of Economic & Financial Research ISSN : 2352– 9822 E-ISSN : 2588-1574 Volume 4/ Issue 2 /.

- Begga Chérif, Merghit Abdelhamid, Op.cit.
- Bouchaour Cherifa, Ali AL-Zeaud Hussein, 2012, «Oil Price Distortion and Their Impact on Algerian Macroeconomic », International Journal of Business and Management, Vol. 7, N°18.
- Benhabib Abderrezak, Si Mohammed Kamel et Maliki Samir 2014 , « The relationship between oil price and the Algerian exchange rate », TlemcenUniversity,MECASLaboratory, Faculty of economics and Management, Algeria, Topics in Middle Eastern and African Economie, Vol.16, N°1. May 2014.
- Boucekkine Raouf, Bouklia-Hassane.Rafik et Meddahi Nour, 2015, « L’Algérie en état d’urgence économique, un an après le contre-choc pétrolier : Un agenda de réformes inexorable ».
- Bouklia-Hassane Rafik et Nour Meddahi (2015), »un an après le contre-choc pétrolier (analyse) ».
- Benyamina Kheira and Si Mohammed Kamel, 2015, «L’impact des chocs externes sur le taux de change Algérien : Application du modèle SVAR - vecteur autorégressif structurel», université de Ain Temouchent, Algeria, International Journal of Innovation and Applied Studies ISSN 2028-9324 Vol. 12 N° 1.
- Cerra valérie, 2016, « Inflation and the Black Market Exchange Rate in a Repressed Market », A Model of Venezuela,IMP working paper, WP/16/159.
- Drunat Jérôme, Dufrenot Gilles, Mathieu Laurent, (1994), « Les théories explicatives du taux de change : de CASSEL au début des années 80, » revue Française d’économie, vol 9 n°3.
- Hatemi-J, (2006), The Relationship between Oil Prices and Exchange Rate, session 1A: Energy 33.
- Hassan Haddouche, 2018, op-cit.
- Hillary Chijindu Ezeaku^{1*}, Nwanneka Judith Modebe², Grace Chinyere Eje³, Anthony E. Ageme,(2017), « Oil Price and Exchange Rate » Nexus: A Vector Error Correction Approach on Nigeria ,Vol 7 • Issue 4 • 2017 31 International Journal of Energy Economics and PolicyISSN: 2146-4553 .
- Iikka Korhonen, Tuuli Juurikkala ET Suomen Pankki (2007), Equilibrium Exchange Rates in Oil-Dependent Countries, WORKSHOPS N°. 12.

- JOSCHA Beckmann, Robert Czudaj, and Vipin Arora June 2001, « The Relationship between Oil Prices and Exchange Rates: Theory and Evidence », Working paper series.
- Joscha Beckmann, Robert Czudaj, and Vipin Arora (2017) “The Relationship between Oil Prices and Exchange Rates: Theory and Evidence”.
- Le Cacheux J, Lecointe F, (1989), « le taux de change effectif des grandes devises, observations et diagnostic économiques » n°26.
- Michael Habib Maurizio ET Manolova Kalamova, (2007), “are there oil currencies? The real exchange rate of oil exporting countries”, working paper series N°839.
- Savari Adibeh, Farazmand Hassan, Basirat Mehdi, (2014), « THE EFFECT OF OIL INCOME ON REAL EXCHANGE RATE IN IRANIAN ECONOMY », Asian Economic and Financial Review, 4(11): 1564-1572.
- Si Mohammed Kamel, 2016, « Exchange Rate Misalignment in Algeria », University of belhadj bouchaib, ain temouchent, Algeria.
- Saffa Salah Yasmima, Kamel Si MOHAMMED ,Nassreddine benmessaoud,2015, « The black market exchange rate and Oil prices in Algeria », SSRG International Journal of Economics and Management Studies (SSRG-IJEMS) – volume2 issue4 July to Aug.
- Touati Karima, 2017, « The impact of oil price shock of 2014 on the exchange rate in Algeria: Vector Autoregressive Model » Revue Volume 4, Numéro 1.
- Ziad Abdelhadi ,2018, op.cit.

Rapports

- Banque Mondiale, 2016, « Inflation, prix à la consommation (% annuel) », Source : Statistiques financières internationales et autres fichiers de données du Fonds monétaire international.
- Chen Yu-chin, Rogoff Kenneth (2002), Commodity Currencies and Empirical Exchange Rate Puzzles, DNB Staff Reports N° 76.
- Fonds Monétaire International, 2005. "Algérie : Consultations de 2004 au titre de l'article IV", Rapport du FMI. No.05/50.

- Rapport de la banque d'Algérie, (2017), « Tendances monétaires et financières en 2015 et au cours des neuf premiers mois de 2016 et politiques de résilience et d'accompagnement en contexte de choc externe durable ».
- Rapport du Centre National de l'Informatique et des Statistiques, 2017, « STATISTIQUES DU COMMERCE EXTERIEUR DE L'ALGERIE ».
- Rapport du Centre national de l'information et des statistiques, (2016), « statistiques du commerce extérieur de l'Algérie pour les neuf premier mois de 2016.
- Rapport annuel de la banque d'Algérie, 2016, « Finance publique ».
- Rapport du FMI N°05/52, Mai 2006.
- Rapport annuel de la banque d'Algérie, 2002.
- Rapport annuel de la banque d'Algérie, 2006.

MEMOIRE

- Alioui Fatima Zahra, (2016), « Les déterminants du taux de change en Algérie : Quelle ampleur du taux de change parallèle ? », Université De Tlemcen.
- M^{me}OUAMAR.Z (2016), « Les déterminants du choix du régime de change en Algérie », thèse de magistère, université de Tizi Ouzou.
- Melle Safsaf Nadjat, (2007), « Essai De Determination Du Taux De Change Reel D'équilibre Du Dinar Algerien », thèse de magistère, université de Bejaia.
- Rennan.R (2013), « L'impact des variations du taux de change sur les comptes de la Balance des Paiements en Algérie : (1999-2008) », thèse de magistère, université ORAN.

Site internet

- Exchange Rates.org
- <http://www.bank-of-algeria.dz/>
- <http://www.banquemonddiale.org/>
- www.ONS.dz
- www.opec.org
- www.cnis.dz

Liste des tableaux

Tableau	Titre	Page
Tableau N°01	L'évolution du taux de change	34
Tableau N°02	Présentation des variables utilisées	44
Tableau N°03	Choix du nombre de retards « P » pour les séries à étudiée	46
Tableau N°04	Les résultats de recherche du nombre de retards	46
Tableau N°05	Modèle (3) pour la série PPT	48
Tableau N°06	Modèle (2) pour la série PPT	49
Tableau N°07	Modèle (1) pour la série PPT	49
Tableau N°08	Test ADF, modèle (1) pour la série différenciée DPPT	50
Tableau N°09	Modèle (3) pour la série IVU	51
Tableau N°10	Estimation du MCO	52
Tableau N°11	Modèle (1) pour la série des résidus IVU1	52
Tableau N°12	Résultats de test de racine unitaire (la stationnarité des autres séries)	53
Tableau N°13	Choix du nombre de retards « P »	54
Tableau N°14	Estimation du processus VAR	54
Tableau N°15	Test d'auto-corrélation des résidus	56
Tableau N°16	Résultats du test hétéroscédasticité de white	57
Tableau N°17	Test de causalité au sens de Granger	58
Tableau N°18	Analyse de réponses impulsionnelles (analyse des chocs)	58
Tableau N°19	Décomposition de la variance de l'erreur de prévision de taux de change	60
Tableau N°20	Choix de la spécification en fonction du type de processus	61
Tableau N°21	Test de cointégration de Johansen (test de la trace).	62
Tableau N°22	La relation de long terme	63
Tableau N°23	La relation de court terme	64
Tableau N°24	Les résultats du Test d'auto-corrélation	66
Tableau N°25	Résultats du test hétéroscédasticité de white	66
Tableau N°26	Test de causalité	67

La liste des tableaux

Tableau N°27	Réponse impulsionnelles (analyse des chocs)	68
Tableau N°28	Décomposition de la variance de TCH	69

Liste des Figures

Figure	Titre de la figure	Page
Figure N°01	Oil price and exchange rate causalities	13
Figure N°02	Canal de richesse et du portefeuille	15
Figure N°03	Evolution de la balance commerciale en Algérie par rapport aux prix du pétrole (2010-2016)	23
Figure N°04	L'évolution comparée entre le PIB et le prix du pétrole est illustrée dans ce graphe	24
Figure N°05	Evolution des dépenses publiques en (%) année 2010-2016	25
Figure N°06	L'évolution du taux de change par rapport à l'évolution des prix du pétrole	26
Figure N°07	Evolution de l'inflation (2000-2016)	27
Figure N°08	Evolution des exportations en Algérie par rapport aux prix du pétrole (2000-2016)	28
Figure N°09	L'évolution parallèle des prix de pétrole et les recettes fiscales du pays.	29
Figure N°10	Prix hebdomadaires du Brent et de plusieurs devises (Dinar algérien, Euro, Couronne norvégienne et Rouble russe) contre le \$ entre le 29 juin 2014 et le 28 juin 2015	35
Figure N°11	Stationnarité du modèle VAR(1)	56
Figure N°12	Réponse impulsionnelles (analyse des chocs)	59
Figure N°13	Test de stabilité VECM	65
Figure N°14	Réponse impulsionnelles (analyse des chocs)	68

Annexes

Annexe N° 1 : présentation de la base de données

	TCH	PPT	TXI	IVU	INF	M1
janv-12	76.23	86.5	1.06	253.5	148.71	7 255.30
févr-12	74.791	89.3	1.06	239.4	151.91	7 391.70
mars-12	74.41	94.2	1.06	245.3	154.11	7 499.90
avr-12	74.14	91.7	1.06	260.8	155.49	7 384.40
mai-12	75	87.1	1.06	252.6	153.8	7 399.60
juin-12	77.71	76.9	1.06	251.4	153.34	7 523.50
juil-12	80.69	83.2	1.06	251.2	154.16	7 640.30
août-12	81.14	90.6	1.06	246.1	155.97	7 558.20
sept-12	79.46	88.1	0.23	263.4	156.9	7 675.20
oct-12	79.2	86.2	0.23	257.2	159.95	7 813.40
nov-12	79.41	85.2	0.23	281.4	157.83	7 878.90
déc-12	78.18	83.3	0.31	278.2	158.48	7 681.90
janv-13	77.93	84.3	0.31	250.7	160.33	7 843.70
févr-13	77.86	87.2	0.31	267.3	160.09	7 889.80
mars-13	78.73	84.7	0.31	264.3	160.91	7 922.10
avr-13	78.66	79.7	0.28	278.5	160.25	7 666.00
mai-13	78.88	79.4	0.28	253.8	159.11	7 667.80
juin-13	78.74	77.9	0.28	264.2	160.22	7 674.20
juil-13	79.38	82.3	0.41	258.4	159.58	7 964.20
août-13	80.3	82.7	0.41	240.7	161.08	8 073.70
sept-13	81.59	83.5	0.41	246.8	160.31	8 135.40
oct-13	81.34	80.2	0.31	263.1	160.15	8 186.60
nov-13	80.31	79.8	0.31	273.5	158.87	8 295.60
déc-13	78.65	80.7	0.31	252.3	160.3	8 249.80
janv-14	78.01	79	0.31	256.8	161.4	8 483.10
févr-14	77.64	79.5	0.31	251.2	161	8 541.60
mars-14	78.5	78	0.31	248.7	162.3	8 847.80
avr-14	78.6	78.2	0.31	276.3	161.3	8 780.20
mai-14	79.15	79.5	0.31	250	161.8	8 845.40
juin-14	79.27	82.2	0.33	269.2	164.7	8 932.90
juil-14	79.83	79.2	0.34	276.6	164.9	9 289.20
août-14	80.32	76.6	0.34	259.5	165.5	9 407.20
sept-14	82.72	75.5	0.34	254.7	166.6	9 418.70
oct-14	83.84	68.9	0.34	244.5	170	9 565.10
nov-14	85.98	62.9	0.34	256.7	169	9 707.70
déc-14	87.9	50.5	0.34	247.4	168.72	9 580.20
janv-15	92.9	41.6	0.34	250.6	168.91	9 625.50
févr-15	94.93	51	0.34	250.2	170	9 282.70
mars-15	97.55	51.6	0.34	263.8	171.21	9 325.80
avr-15	97.21	54.9	0.35	273.2	170.64	9 339.50
mai-15	99.57	57.9	1.78	263.3	171.36	9 398.40

juin-15	99.02	55.6	2.5	263.6	172.14	9 362.30
juil-15	99.54	50.8	2.5	262.8	170.98	9 444.40
août-15	106.1	42.2	0.63	268.5	172.85	9 384.50
sept-15	106.05	42.1	0.43	262.5	176.8	9 418.60
oct-15	106.19	42.8	1.17	288.6	176.07	9 381.70
nov-15	108.056	41.4	0.96	274.3	174 .80	9 421.20
déc-15	107.101	34.6	0.52	270.4	176.08	9 261.10
janv-16	107.14	28.4	0.36	248.5	177.42	9 598.90
févr-16	108.592	29.9	0.58	258.2	177.06	9 453
mars-16	108.47	35.1	0.34	279.6	180.36	9 426.80
avr-16	109.069	37.3	0.34	274.9	182.07	9618.2
mai-16	110.37	41.7	0.34	282.8	183.31	9745.7
juin-16	110.43	43.2	0.35	278.2	185.79	9530.4
juil-16	110.198	40.8	0.35	271.8	184.9	9533.3
août-16	109.588	41.2	0.6	261.5	185.67	9715.7
sept-16	109.62	41.2	0.95	280	186.37	9718.9
oct-16	109.955	45.1	1.29	284.4	185.14	9660.1
nov-16	110.935	43.1	1.79	250.2	187.97	9660.3
déc-16	110.5272	51.3	2.2	286.1	188.33	9407
janv-17	109.6906	54.58	0.81	276.1	191.74	9571.9
févr-17	110.1784	54.87	1.53	286.2	190.63	9602.7
mars-17	110.014	51.59	0.89	274.9	192.84	9728.6
avr-17	109.3475	52.36	0.93	292.4	193.54	9541.6
mai-17	108.5771	50.32	2.53	282.1	192.82	9563.5
juin-17	108.4008	46.37	2.58	292.5	193.37	9828.1
juil-17	108.7211	48.48	3.28	284.4	190.62	9998.1
août-17	109.6243	51.7	2.89	276.4	194.03	10036.8
sept-17	111.7448	56.15	2.2	285.8	196.14	9920.1

Annexe N°2 : Présentation des résultats des tests de racine unitaire (ADF) basés sur des données mensuelles

Modèle [3] PTT

ADF Test Statistic	-1.834114	1%	Critical Value*	-4.0990
		5%	Critical Value	-3.4769
		10%	Critical Value	-3.1657

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(PPT)

Method: Least Squares

Date: 05/06/18 Time: 10:42

Sample(adjusted): 2012:03 2017:09

Included observations: 67 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PPT(-1)	-0.098742	0.053836	-1.834114	0.0714
D(PPT(-1))	0.328421	0.122709	2.676411	0.0095
C	8.281778	5.205818	1.590870	0.1166
@TREND(2012:01)	-0.065527	0.053527	-1.224175	0.2254
R-squared	0.130182	Mean dependent var	-0.494776	
Adjusted R-squared	0.088762	S.D. dependent var	4.245566	
S.E. of regression	4.052766	Akaike info criterion	5.694521	
Sum squared resid	1034.769	Schwarz criterion	5.826145	
Log likelihood	-186.7665	F-statistic	3.142983	
Durbin-Watson stat	1.905062	Prob(F-statistic)	0.031280	

Modèle [2] PPT

ADF Test Statistic	-1.579137	1%	Critical Value*	-3.5297
		5%	Critical Value	-2.9048
		10%	Critical Value	-2.5896

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(PPT)

Method: Least Squares

Date: 05/06/18 Time: 10:43

Sample(adjusted): 2012:03 2017:09

Included observations: 67 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PPT(-1)	-0.040896	0.025898	-1.579137	0.1192
D(PPT(-1))	0.289571	0.118995	2.433461	0.0178
C	2.270092	1.734295	1.308942	0.1952
R-squared	0.109491	Mean dependent var	-0.494776	
Adjusted R-squared	0.081663	S.D. dependent var	4.245566	
S.E. of regression	4.068522	Akaike info criterion	5.688179	
Sum squared resid	1059.384	Schwarz criterion	5.786897	
Log likelihood	-187.5540	F-statistic	3.934519	

Durbin-Watson stat	1.908428	Prob(F-statistic)	0.024458
--------------------	----------	-------------------	----------

Modèle [1] PPT

ADF Test Statistic	-1.122577	1% Critical Value*	-2.5973
		5% Critical Value	-1.9452
		10% Critical Value	-1.6183

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(PPT)

Method: Least Squares

Date: 05/06/18 Time: 10:43

Sample(adjusted): 2012:03 2017:09

Included observations: 67 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PPT(-1)	-0.008442	0.007520	-1.122577	0.2657
D(PPT(-1))	0.272542	0.118929	2.291629	0.0252
R-squared	0.085652	Mean dependent var	-0.494776	
Adjusted R-squared	0.071585	S.D. dependent var	4.245566	
S.E. of regression	4.090786	Akaike info criterion	5.684747	
Sum squared resid	1087.744	Schwarz criterion	5.750559	
Log likelihood	-188.4390	Durbin-Watson stat	1.894543	

Modèle [1] PPT en 1ère différence

ADF Test Statistic	-5.732830	1% Critical Value*	-2.5978
		5% Critical Value	-1.9453
		10% Critical Value	-1.6183

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(PPT,2)

Method: Least Squares

Date: 05/06/18 Time: 10:44

Sample(adjusted): 2012:04 2017:09

Included observations: 66 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(PPT(-1))	-0.848624	0.148029	-5.732830	0.0000
D(PPT(-1),2)	0.171431	0.123033	1.393380	0.1683
R-squared	0.381820	Mean dependent var	-0.006818	
Adjusted R-squared	0.372161	S.D. dependent var	5.135568	
S.E. of regression	4.069233	Akaike info criterion	5.674620	
Sum squared resid	1059.754	Schwarz criterion	5.740974	
Log likelihood	-185.2625	Durbin-Watson stat	1.988008	

Modèle [1] TCH

ADF Test Statistic	-1.515954	1% Critical Value*	-4.0990
		5% Critical Value	-3.4769

10% Critical Value -3.1657

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(TCH)

Method: Least Squares

Date: 05/06/18 Time: 10:46

Sample(adjusted): 2012:03 2017:09

Included observations: 67 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
TCH(-1)	-0.049353	0.032555	-1.515954	0.1345
D(TCH(-1))	0.289536	0.119346	2.426031	0.0181
C	3.746347	2.252253	1.663378	0.1012
@TREND(2012:01)	0.034701	0.023651	1.467219	0.1473
R-squared	0.106316	Mean dependent var	0.551549	
Adjusted R-squared	0.063760	S.D. dependent var	1.401192	
S.E. of regression	1.355787	Akaike info criterion	3.504486	
Sum squared resid	115.8040	Schwarz criterion	3.636110	
Log likelihood	-113.4003	F-statistic	2.498241	
Durbin-Watson stat	2.061555	Prob(F-statistic)	0.067666	

Modèle [2] TCH

ADF Test Statistic	-0.406028	1% Critical Value*	-3.5297
		5% Critical Value	-2.9048
		10% Critical Value	-2.5896

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(TCH)

Method: Least Squares

Date: 05/06/18 Time: 10:47

Sample(adjusted): 2012:03 2017:09

Included observations: 67 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
TCH(-1)	-0.004833	0.011902	-0.406028	0.6861
D(TCH(-1))	0.273096	0.119884	2.278009	0.0261
C	0.861317	1.108121	0.777278	0.4399
R-squared	0.075779	Mean dependent var	0.551549	
Adjusted R-squared	0.046897	S.D. dependent var	1.401192	
S.E. of regression	1.367942	Akaike info criterion	3.508235	
Sum squared resid	119.7610	Schwarz criterion	3.606953	
Log likelihood	-114.5259	F-statistic	2.623739	
Durbin-Watson stat	2.044657	Prob(F-statistic)	0.080322	

ADF Test Statistic	2.262891	1% Critical Value*	-2.5973
		5% Critical Value	-1.9452
		10% Critical Value	-1.6183

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Modèle [3] TCH

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(TCH)

Method: Least Squares

Date: 05/06/18 Time: 10:53

Sample(adjusted): 2012:03 2017:09

Included observations: 67 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
TCH(-1)	0.004299	0.001900	2.262891	0.0270
D(TCH(-1))	0.271411	0.119499	2.271250	0.0265
R-squared	0.067054	Mean dependent var		0.551549
Adjusted R-squared	0.052701	S.D. dependent var		1.401192
S.E. of regression	1.363771	Akaike info criterion		3.487780
Sum squared resid	120.8916	Schwarz criterion		3.553592
Log likelihood	-114.8406	Durbin-Watson stat		2.039706

Modèle [1] TCH en 1ère différence

ADF Test Statistic	-3.792224	1% Critical Value*	-2.5978
		5% Critical Value	-1.9453
		10% Critical Value	-1.6183

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(TCH,2)

Method: Least Squares

Date: 05/06/18 Time: 10:56

Sample(adjusted): 2012:04 2017:09

Included observations: 66 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(TCH(-1))	-0.538156	0.141910	-3.792224	0.0003
D(TCH(-1),2)	-0.149755	0.124626	-1.201639	0.2339
R-squared	0.324878	Mean dependent var		0.037902
Adjusted R-squared	0.314329	S.D. dependent var		1.704659
S.E. of regression	1.411547	Akaike info criterion		3.557084
Sum squared resid	127.5177	Schwarz criterion		3.623437
Log likelihood	-115.3838	Durbin-Watson stat		2.028460

Modèle [3] TXI

ADF Test Statistic	-3.068510	1% Critical Value*	-4.0969
		5% Critical Value	-3.4759
		10% Critical Value	-3.1651

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(TXI)

Method: Least Squares

Date: 05/06/18 Time: 10:57

Sample(adjusted): 2012:02 2017:09

Included observations: 68 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
TXI(-1)	-0.251462	0.081949	-3.068510	0.0031
C	-0.000477	0.111144	-0.004290	0.9966
@TREND(2012:01)	0.006301	0.003076	2.048605	0.0445
R-squared	0.133545	Mean dependent var		0.016765
Adjusted R-squared	0.106885	S.D. dependent var		0.472890
S.E. of regression	0.446904	Akaike info criterion		1.270168
Sum squared resid	12.98200	Schwarz criterion		1.368088
Log likelihood	-40.18571	F-statistic		5.009170
Durbin-Watson stat	1.795773	Prob(F-statistic)		0.009479

Modèle [2] TXI

ADF Test Statistic	-2.356398	1% Critical Value*	-3.5281
		5% Critical Value	-2.9042
		10% Critical Value	-2.5892

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(TXI)

Method: Least Squares

Date: 05/06/18 Time: 10:58

Sample(adjusted): 2012:02 2017:09

Included observations: 68 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
TXI(-1)	-0.177508	0.075330	-2.356398	0.0214
C	0.158041	0.081694	1.934549	0.0573
R-squared	0.077602	Mean dependent var		0.016765
Adjusted R-squared	0.063626	S.D. dependent var		0.472890
S.E. of regression	0.457599	Akaike info criterion		1.303323
Sum squared resid	13.82019	Schwarz criterion		1.368603
Log likelihood	-42.31300	F-statistic		5.552612
Durbin-Watson stat	1.809762	Prob(F-statistic)		0.021431

Modèle [1] TXI

ADF Test Statistic	-1.351530	1% Critical Value*	-2.5968
		5% Critical Value	-1.9452
		10% Critical Value	-1.6183

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(TXI)

Method: Least Squares

Date: 05/06/18 Time: 10:59

Sample(adjusted): 2012:02 2017:09

Included observations: 68 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
TXI(-1)	-0.070558	0.052206	-1.351530	0.1811
R-squared	0.025298	Mean dependent var		0.016765
Adjusted R-squared	0.025298	S.D. dependent var		0.472890
S.E. of regression	0.466870	Akaike info criterion		1.329067
Sum squared resid	14.60385	Schwarz criterion		1.361706
Log likelihood	-44.18826	Durbin-Watson stat		1.900642

Modèle [1] TXIen 1ère différence

ADF Test Statistic	-8.055403	1% Critical Value*	-2.5973
		5% Critical Value	-1.9452
		10% Critical Value	-1.6183

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(TXI,2)

Method: Least Squares

Date: 05/06/18 Time: 11:01

Sample(adjusted): 2012:03 2017:09

Included observations: 67 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(TXI(-1))	-1.007642	0.125089	-8.055403	0.0000
R-squared	0.495637	Mean dependent var	-0.010299	
Adjusted R-squared	0.495637	S.D. dependent var	0.671304	
S.E. of regression	0.476750	Akaike info criterion	1.371162	
Sum squared resid	15.00115	Schwarz criterion	1.404068	
Log likelihood	-44.93393	Durbin-Watson stat	1.970553	

Modèle [3] INF

ADF Test Statistic	-2.010868	1% Critical Value*	-4.0969
		5% Critical Value	-3.4759
		10% Critical Value	-3.1651

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(INF)

Method: Least Squares

Date: 05/06/18 Time: 11:02

Sample(adjusted): 2012:02 2017:09

Included observations: 68 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
INF(-1)	-0.130330	0.064813	-2.010868	0.0485
C	19.87063	9.625136	2.064452	0.0430
@TREND(2012:01)	0.087246	0.042026	2.076009	0.0419
R-squared	0.062230	Mean dependent var	0.697500	
Adjusted R-squared	0.033375	S.D. dependent var	1.537748	
S.E. of regression	1.511869	Akaike info criterion	3.707685	
Sum squared resid	148.5736	Schwarz criterion	3.805605	
Log likelihood	-123.0613	F-statistic	2.156674	
Durbin-Watson stat	2.152394	Prob(F-statistic)	0.123918	

Modèle [2] INF

ADF Test Statistic	0.058009	1% Critical Value*	-3.5281
		5% Critical Value	-2.9042
		10% Critical Value	-2.5892

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(INF)

Method: Least Squares

Date: 05/06/18 Time: 11:03

Sample(adjusted): 2012:02 2017:09

Included observations: 68 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
INF(-1)	0.000856	0.014762	0.058009	0.9539
C	0.551741	2.519689	0.218972	0.8273
R-squared	0.000051	Mean dependent var		0.697500
Adjusted R-squared	-0.015100	S.D. dependent var		1.537748
S.E. of regression	1.549315	Akaike info criterion		3.742473
Sum squared resid	158.4248	Schwarz criterion		3.807753
Log likelihood	-125.2441	F-statistic		0.003365
Durbin-Watson stat	2.307876	Prob(F-statistic)		0.953916

Modèle [1] INF

ADF Test Statistic	3.733045	1% Critical Value*	-2.5968
		5% Critical Value	-1.9452
		10% Critical Value	-1.6183

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(INF)

Method: Least Squares

Date: 05/06/18 Time: 11:04

Sample(adjusted): 2012:02 2017:09

Included observations: 68 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
INF(-1)	0.004080	0.001093	3.733045	0.0004
R-squared	-0.000675	Mean dependent var		0.697500
Adjusted R-squared	-0.000675	S.D. dependent var		1.537748
S.E. of regression	1.538268	Akaike info criterion		3.713787
Sum squared resid	158.5399	Schwarz criterion		3.746427
Log likelihood	-125.2688	Durbin-Watson stat		2.313765

Modèle [1] INF en 1ère différence

ADF Test Statistic	-8.186119	1% Critical Value*	-2.5973
		5% Critical Value	-1.9452
		10% Critical Value	-1.6183

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(INF,2)

Method: Least Squares

Date: 05/06/18 Time: 11:05

Sample(adjusted): 2012:03 2017:09

Included observations: 67 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(INF(-1))	-0.991897	0.121168	-8.186119	0.0000
R-squared	0.503782	Mean dependent var		-0.016269
Adjusted R-squared	0.503782	S.D. dependent var		2.352591
S.E. of regression	1.657229	Akaike info criterion		3.862984
Sum squared resid	181.2630	Schwarz criterion		3.895890
Log likelihood	-128.4100	Durbin-Watson stat		2.027652

Modèle [3] M1

ADF Test Statistic	-1.765716	1% Critical Value*	-4.0969
		5% Critical Value	-3.4759
		10% Critical Value	-3.1651

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(M1)

Method: Least Squares

Date: 05/06/18 Time: 11:07

Sample(adjusted): 2012:02 2017:09

Included observations: 68 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
M1(-1)	-0.094517	0.053529	-1.765716	0.0821
C	766.8690	399.6779	1.918717	0.0594
@TREND(2012:01)	3.131503	2.339040	1.338798	0.1853
R-squared	0.055300	Mean dependent var	39.18824	
Adjusted R-squared	0.026232	S.D. dependent var	140.6700	
S.E. of regression	138.8127	Akaike info criterion	12.74724	
Sum squared resid	1252482.	Schwarz criterion	12.84516	
Log likelihood	-430.4062	F-statistic	1.902455	
Durbin-Watson stat	2.153013	Prob(F-statistic)	0.157417	

Modèle [2] M1

ADF Test Statistic	-1.410196	1% Critical Value*	-3.5281
		5% Critical Value	-2.9042
		10% Critical Value	-2.5892

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(M1)

Method: Least Squares

Date: 05/06/18 Time: 11:08

Sample(adjusted): 2012:02 2017:09

Included observations: 68 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
M1(-1)	-0.027844	0.019744	-1.410196	0.1632
C	285.3810	175.3999	1.627031	0.1085
R-squared	0.029250	Mean dependent var	39.18824	
Adjusted R-squared	0.014541	S.D. dependent var	140.6700	
S.E. of regression	139.6434	Akaike info criterion	12.74503	
Sum squared resid	1287019.	Schwarz criterion	12.81031	
Log likelihood	-431.3311	F-statistic	1.988654	
Durbin-Watson stat	2.239600	Prob(F-statistic)	0.163177	

Modèle [1] M1

ADF Test Statistic	2.141020	1% Critical Value*	-2.5968
		5% Critical Value	-1.9452
		10% Critical Value	-1.6183

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(M1)

Method: Least Squares

Date: 05/06/18 Time: 11:09

Sample(adjusted): 2012:02 2017:09

Included observations: 68 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
M1(-1)	0.004131	0.001930	2.141020	0.0359
R-squared	-0.009687	Mean dependent var	39.18824	
Adjusted R-squared	-0.009687	S.D. dependent var	140.6700	
S.E. of regression	141.3496	Akaike info criterion	12.75495	
Sum squared resid	1338641.	Schwarz criterion	12.78759	
Log likelihood	-432.6682	Durbin-Watson stat	2.223349	

Modèle [1] M1 en 1ère différence

ADF Test Statistic	-8.538140	1% Critical Value*	-2.5973
		5% Critical Value	-1.9452
		10% Critical Value	-1.6183

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(M1,2)

Method: Least Squares

Date: 05/06/18 Time: 11:10

Sample(adjusted): 2012:03 2017:09

Included observations: 67 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(M1(-1))	-1.047912	0.122733	-8.538140	0.0000
R-squared	0.524684	Mean dependent var	-3.777612	
Adjusted R-squared	0.524684	S.D. dependent var	211.8826	
S.E. of regression	146.0786	Akaike info criterion	12.82098	
Sum squared resid	1408371.	Schwarz criterion	12.85389	
Log likelihood	-428.5028	Durbin-Watson stat	2.000003	

Annexe N° 3 : Recherche de nombre de retard pour le modèle mensuel.

Tableau VAR (1)

Vector Autoregression Estimates						
Date: 05/10/18 Time: 14:53						
Sample(adjusted): 2012:03 2017:09						
Included observations: 67 after adjusting endpoints						
Standard errors in () & t-statistics in []						
	DINF	DM1	DPPT	DTCH	DTXI	RESID01IV U
DINF(-1)	-0.368480 (0.13186) [-2.79453]	5.079753 (13.1424) [0.38652]	0.650990 (0.39457) [1.64986]	-0.135086 (0.12704) [-1.06333]	0.065100 (0.04708) [1.38287]	2.649336 (1.02120) [2.59434]
DM1(-1)	-0.001031 (0.00123) [-0.83667]	-0.144429 (0.12276) [-1.17648]	0.004337 (0.00369) [1.17684]	-0.000368 (0.00119) [-0.31042]	0.000310 (0.00044) [0.70540]	0.012172 (0.00954) [1.27602]
DPPT(-1)	0.150295 (0.04323) [3.47656]	-1.836129 (4.30888) [-0.42613]	0.298117 (0.12937) [2.30447]	-0.086325 (0.04165) [-2.07256]	-0.008835 (0.01543) [-0.57240]	0.282500 (0.33481) [0.84376]
DTCH(-1)	0.216806 (0.13424) [1.61510]	-37.46731 (13.3796) [-2.80034]	0.656350 (0.40169) [1.63396]	0.116096 (0.12933) [0.89766]	-0.023741 (0.04793) [-0.49538]	-0.284355 (1.03963) [-0.27352]
DTXI(-1)	-0.910756 (0.40940) [-2.22463]	4.875513 (40.8050) [0.11948]	0.381587 (1.22508) [0.31148]	0.033914 (0.39444) [0.08598]	0.066835 (0.14616) [0.45726]	2.600361 (3.17066) [0.82013]
RESID01IVU(-1)	-0.022388 (0.01752) [-1.27822]	0.274581 (1.74577) [0.15728]	0.028999 (0.05241) [0.55329]	-0.031472 (0.01688) [-1.86498]	0.005215 (0.00625) [0.83390]	0.300478 (0.13565) [2.21508]
C	0.943944 (0.22031) [4.28460]	57.92310 (21.9587) [2.63782]	-1.293876 (0.65926) [-1.96261]	0.550212 (0.21226) [2.59215]	-0.033754 (0.07866) [-0.42913]	-1.907463 (1.70625) [-1.11793]
R-squared	0.268832	0.160741	0.163030	0.203457	0.054011	0.194785
Adj. R-squared	0.195716	0.076815	0.079333	0.123803	-0.040588	0.114263
Sum sq. resids	111.1937	1104639.	995.6918	103.2164	14.17338	6669.487
S.E. equation	1.361333	135.6859	4.073679	1.311592	0.486028	10.54316
F-statistic	3.676756	1.915268	1.947864	2.554252	0.570948	2.419041
Log likelihood	-112.0393	-420.3652	-185.4768	-109.5454	-43.03241	-249.1892
Akaike AIC	3.553413	12.75717	5.745577	3.478967	1.493505	7.647438
Schwarz SC	3.783754	12.98751	5.975918	3.709308	1.723846	7.877779
Mean dependent	0.660149	37.73731	-0.494776	0.551549	0.017015	0.130709
S.D. dependent	1.517958	141.2181	4.245566	1.401192	0.476455	11.20259
Determinant Residual Covariance	15174081					
Log Likelihood (d.f. adjusted)	-1124.339					
Akaike Information Criteria	34.81609					
Schwarz Criteria	36.19814					

Tableau VAR (2)

Vector Autoregression Estimates						
Date: 05/10/18 Time: 14:54						
Sample(adjusted): 2012:04 2017:09						
Included observations: 66 after adjusting endpoints						
Standard errors in () & t-statistics in []						
	DINF	DM1	DPPT	DTCH	DTXI	RESID01IVU
DINF(-1)	-0.400525 (0.14713) [-2.72222]	-4.819841 (15.2830) [-0.31537]	0.576509 (0.42631) [1.35233]	-0.036692 (0.14397) [-0.25487]	0.053488 (0.05445) [0.98235]	2.449824 (1.18681) [2.06422]
DINF(-2)	-0.173032 (0.15403) [-1.12338]	-23.02898 (15.9993) [-1.43937]	-1.117707 (0.44629) [-2.50444]	0.180575 (0.15071) [1.19814]	-0.014884 (0.05700) [-0.26111]	-0.417576 (1.24244) [-0.33610]
DM1(-1)	-0.001415 (0.00139) [-1.01754]	-0.086583 (0.14446) [-0.59936]	0.006251 (0.00403) [1.55132]	0.000169 (0.00136) [0.12431]	0.000523 (0.00051) [1.01696]	0.009750 (0.01122) [0.86910]
DM1(-2)	0.000729 (0.00126) [0.57871]	-0.062902 (0.13078) [-0.48097]	-0.004449 (0.00365) [-1.21953]	0.000978 (0.00123) [0.79375]	-0.000268 (0.00047) [-0.57509]	-0.008655 (0.01016) [-0.85224]
DPPT(-1)	0.167199 (0.04503) [3.71336]	-1.484700 (4.67700) [-0.31745]	0.408803 (0.13046) [3.13352]	-0.098016 (0.04406) [-2.22475]	-0.005443 (0.01666) [-0.32663]	0.357870 (0.36319) [0.98534]
DPPT(-2)	-0.009923 (0.04962) [-0.19999]	4.623413 (5.15392) [0.89707]	-0.220554 (0.14376) [-1.53413]	-0.063344 (0.04855) [-1.30472]	-0.007789 (0.01836) [-0.42418]	0.213583 (0.40023) [0.53365]
DTCH(-1)	0.292317 (0.14449) [2.02311]	-40.30312 (15.0085) [-2.68536]	0.507119 (0.41865) [1.21132]	0.037935 (0.14138) [0.26832]	-0.036545 (0.05347) [-0.68345]	-0.172084 (1.16549) [-0.14765]
DTCH(-2)	-0.154317 (0.14943) [-1.03268]	1.356027 (15.5221) [0.08736]	-0.306259 (0.43298) [-0.70733]	0.153333 (0.14622) [1.04867]	0.048497 (0.05530) [0.87696]	-0.635571 (1.20537) [-0.52728]
DTXI(-1)	-0.927393 (0.40994) [-2.26227]	9.842226 (42.5815) [0.23114]	0.788600 (1.18778) [0.66393]	0.065044 (0.40112) [0.16216]	0.067453 (0.15171) [0.44463]	2.442684 (3.30668) [0.73871]
DTXI(-2)	-0.372042 (0.42472) [-0.87598]	-46.94652 (44.1165) [-1.06415]	-0.841037 (1.23060) [-0.68344]	0.720440 (0.41558) [1.73359]	-0.154665 (0.15718) [-0.98403]	-3.076245 (3.42588) [-0.89794]
RESID01IVU(-1)	-0.019491 (0.01870) [-1.04215]	0.940906 (1.94275) [0.48432]	0.087317 (0.05419) [1.61126]	-0.028919 (0.01830) [-1.58018]	0.006405 (0.00692) [0.92538]	0.264852 (0.15087) [1.75555]
RESID01IVU(-2)	0.011386 (0.01883) [0.60460]	-2.664254 (1.95619) [-1.36196]	-0.065452 (0.05457) [-1.19950]	0.002745 (0.01843) [0.14895]	0.003612 (0.00697) [0.51823]	-0.002347 (0.15191) [-0.01545]
C	1.080045 (0.28119) [3.84105]	83.87394 (29.2075) [2.87166]	-0.314737 (0.81472) [-0.38631]	0.214441 (0.27513) [0.77941]	-0.025950 (0.10406) [-0.24938]	-0.346462 (2.26812) [-0.15275]

R-squared	0.355859	0.206657	0.302320	0.282786	0.118735	0.238982
Adj. R-squared	0.210015	0.027033	0.144355	0.120398	-0.080797	0.066676
Sum sq. resids	96.40852	1040205.	809.3745	92.30374	13.20339	6272.808
S.E. equation	1.348714	140.0946	3.907840	1.319689	0.499120	10.87910
F-statistic	2.440007	1.150496	1.913840	1.741422	0.595068	1.386963
Log likelihood	-106.1550	-412.6040	-176.3680	-104.7191	-40.54695	-243.9427
Akaike AIC	3.610756	12.89709	5.738423	3.567246	1.622635	7.786141
Schwarz SC	4.042052	13.32839	6.169719	3.998542	2.053931	8.217437
Mean	0.636818	36.66970	-0.576515	0.565679	0.017273	0.226068
dependent						
S.D. dependent	1.517436	142.0275	4.224643	1.407112	0.480101	11.26100
Determinant Residual	15814324					
Covariance						
Log Likelihood (d.f. adjusted)	-1108.922					
Akaike Information Criteria	35.96733					
Schwarz Criteria	38.55510					

Tableau VAR (3)

Vector Autoregression Estimates						
Date: 05/10/18 Time: 14:55						
Sample(adjusted): 2012:05 2017:09						
Included observations: 65 after adjusting endpoints						
Standard errors in () & t-statistics in []						
	DINF	DM1	DPPT	DTCH	DTXI	RESID01IV U
DINF(-1)	-0.405802 (0.15847) [-2.56082]	-3.388889 (16.5812) [-0.20438]	0.427096 (0.45013) [0.94883]	0.128839 (0.14354) [0.89757]	0.056255 (0.05883) [0.95628]	2.270834 (1.28049) [1.77341]
DINF(-2)	-0.185580 (0.16755) [-1.10760]	-13.76832 (17.5320) [-0.78533]	-1.175363 (0.47594) [-2.46955]	0.239349 (0.15177) [1.57703]	-0.031502 (0.06220) [-0.50646]	-0.175502 (1.35391) [-0.12963]
DINF(-3)	0.161402 (0.17774) [0.90806]	-10.23278 (18.5984) [-0.55020]	-1.069908 (0.50489) [-2.11908]	0.319167 (0.16100) [1.98236]	-0.054062 (0.06598) [-0.81933]	2.050861 (1.43627) [1.42791]
DM1(-1)	-0.000720 (0.00149) [-0.48367]	-0.107132 (0.15575) [-0.68784]	0.002968 (0.00423) [0.70184]	0.000851 (0.00135) [0.63099]	0.000224 (0.00055) [0.40497]	0.013841 (0.01203) [1.15075]
DM1(-2)	-8.57E-05 (0.00146) [-0.05888]	-0.066465 (0.15236) [-0.43623]	-0.003117 (0.00414) [-0.75357]	0.001540 (0.00132) [1.16735]	-0.000348 (0.00054) [-0.64349]	-0.017211 (0.01177) [-1.46280]
DM1(-3)	0.001957 (0.00132) [1.48646]	-0.170572 (0.13778) [-1.23803]	-0.007562 (0.00374) [-2.02181]	-0.000751 (0.00119) [-0.62934]	-0.000780 (0.00049) [-1.59501]	-0.006411 (0.01064) [-0.60259]
DPPT(-1)	0.190622 (0.04978) [3.82929]	-3.499118 (5.20879) [-0.67177]	0.309330 (0.14140) [2.18757]	-0.089236 (0.04509) [-1.97900]	-0.009977 (0.01848) [-0.53992]	0.475131 (0.40225) [1.18118]
DPPT(-2)	-0.033072 (0.05676) [-0.58264]	7.746383 (5.93934) [1.30425]	-0.045011 (0.16124) [-0.27916]	-0.131968 (0.05142) [-2.56667]	-0.002084 (0.02107) [-0.09889]	0.159960 (0.45867) [0.34875]
DPPT(-3)	0.037101	-4.670563	0.006655	-0.032934	0.013755	-0.288218

	(0.05288) [0.70164]	(5.53291) [-0.84414]	(0.15020) [0.04431]	(0.04790) [-0.68759]	(0.01963) [0.70071]	(0.42728) [-0.67454]
DTCH(-1)	0.304143 (0.15290) [1.98913]	-40.39886 (15.9991) [-2.52507]	0.691234 (0.43433) [1.59150]	-0.075758 (0.13850) [-0.54698]	-0.013582 (0.05676) [-0.23928]	-0.279717 (1.23553) [-0.22639]
DTCH(-2)	-0.050800 (0.16411) [-0.30955]	0.168805 (17.1720) [0.00983]	-0.395761 (0.46617) [-0.84896]	0.062806 (0.14866) [0.42250]	0.040278 (0.06092) [0.66114]	-0.197097 (1.32611) [-0.14863]
DTCH(-3)	0.004097 (0.15519) [0.02640]	-8.771416 (16.2383) [-0.54017]	-0.287703 (0.44082) [-0.65265]	0.293177 (0.14057) [2.08559]	-0.056912 (0.05761) [-0.98789]	-1.270766 (1.25400) [-1.01337]
DTXI(-1)	-0.783180 (0.43196) [-1.81309]	6.976939 (45.1983) [0.15436]	0.241409 (1.22700) [0.19675]	0.281237 (0.39128) [0.71877]	0.079211 (0.16035) [0.49398]	2.415048 (3.49045) [0.69190]
DTXI(-2)	-0.471297 (0.43678) [-1.07903]	-35.63881 (45.7028) [-0.77980]	-0.574032 (1.24070) [-0.46267]	0.897967 (0.39564) [2.26964]	-0.140453 (0.16214) [-0.86623]	-4.060779 (3.52940) [-1.15056]
DTXI(-3)	0.694737 (0.46327) [1.49964]	36.24984 (48.4745) [0.74781]	-2.132886 (1.31594) [-1.62081]	1.177691 (0.41964) [2.80645]	-0.258660 (0.17198) [-1.50404]	-2.214748 (3.74345) [-0.59163]
RESID01IVU(-1)	-0.011569 (0.01959) [-0.59066]	0.536625 (2.04947) [0.26184]	0.050912 (0.05564) [0.91507]	-0.017396 (0.01774) [-0.98053]	0.003960 (0.00727) [0.54457]	0.254932 (0.15827) [1.61073]
RESID01IVU(-2)	-0.002198 (0.02075) [-0.10595]	-2.093592 (2.17079) [-0.96444]	-0.016787 (0.05893) [-0.28486]	-0.000425 (0.01879) [-0.02261]	0.006720 (0.00770) [0.87260]	-0.069677 (0.16764) [-0.41564]
RESID01IVU(-3)	0.024796 (0.01998) [1.24108]	0.383437 (2.09057) [0.18341]	-0.041749 (0.05675) [-0.73564]	-0.006641 (0.01810) [-0.36693]	-0.012052 (0.00742) [-1.62489]	0.049374 (0.16144) [0.30582]
C	0.843192 (0.34856) [2.41907]	96.08767 (36.4719) [2.63457]	1.136104 (0.99011) [1.14746]	-0.291176 (0.31573) [-0.92223]	0.095378 (0.12939) [0.73711]	-0.982527 (2.81655) [-0.34884]
R-squared	0.433363	0.281591	0.410434	0.458347	0.222831	0.324416
Adj. R-squared	0.211635	0.000475	0.179734	0.246396	-0.081279	0.060057
Sum sq. resids	84.49072	925062.7	681.7373	69.32532	11.64355	5516.824
S.E. equation	1.355269	141.8099	3.849724	1.227629	0.503111	10.95130
F-statistic	1.954483	1.001690	1.779084	2.162516	0.732732	1.227180
Log likelihood	-100.7543	-403.0360	-168.6144	-94.32475	-36.34288	-236.5690
Akaike AIC	3.684747	12.98572	5.772749	3.486915	1.702858	7.863663
Schwarz SC	4.320337	13.62131	6.408340	4.122505	2.338448	8.499253
Mean dependent	0.625385	39.01077	-0.546923	0.578535	0.017538	0.092404
S.D. dependent	1.526378	141.8436	4.250621	1.414150	0.483832	11.29575
Determinant Residual Covariance	12379233					
Log Likelihood (d.f. adjusted)	-1084.161					
Akaike Information Criteria	36.86649					
Schwarz Criteria	40.68003					

Tableau VAR (4)

Vector Autoregression Estimates						
Date: 05/10/18 Time: 14:55						
Sample(adjusted): 2012:06 2017:09						
Included observations: 64 after adjusting endpoints						
Standard errors in () & t-statistics in []						
	DINF	DM1	DPPT	DTCH	DTXI	RESID01IVU
DINF(-1)	-0.277774 (0.16439) [-1.68972]	-6.641760 (18.5705) [-0.35765]	0.391520 (0.51399) [0.76172]	0.096263 (0.15522) [0.62017]	0.054012 (0.06567) [0.82244]	1.920149 (1.46656) [1.30929]
DINF(-2)	-0.080580 (0.16863) [-0.47785]	-20.19262 (19.0495) [-1.06001]	-1.168836 (0.52725) [-2.21685]	0.232268 (0.15922) [1.45875]	-0.034673 (0.06737) [-0.51469]	-0.039847 (1.50439) [-0.02649]
DINF(-3)	0.281793 (0.18314) [1.53870]	-5.073285 (20.6882) [-0.24523]	-0.912852 (0.57261) [-1.59421]	0.431255 (0.17292) [2.49394]	-0.081973 (0.07316) [-1.12043]	1.833619 (1.63380) [1.12230]
DINF(-4)	-0.161912 (0.19790) [-0.81815]	9.817826 (22.3558) [0.43916]	-0.235617 (0.61876) [-0.38079]	0.027931 (0.18686) [0.14948]	0.022442 (0.07906) [0.28386]	0.013307 (1.76550) [0.00754]
DM1(-1)	-0.001478 (0.00155) [-0.95584]	-0.031423 (0.17468) [-0.17989]	0.002122 (0.00483) [0.43887]	0.000241 (0.00146) [0.16536]	0.000411 (0.00062) [0.66552]	0.017869 (0.01380) [1.29528]
DM1(-2)	-0.000231 (0.00145) [-0.15963]	-0.042340 (0.16342) [-0.25909]	-0.003270 (0.00452) [-0.72288]	0.001918 (0.00137) [1.40432]	-0.000379 (0.00058) [-0.65507]	-0.019986 (0.01291) [-1.54864]
DM1(-3)	0.003657 (0.00147) [2.49233]	-0.115196 (0.16576) [-0.69498]	-0.009409 (0.00459) [-2.05090]	-0.001567 (0.00139) [-1.13108]	-0.000907 (0.00059) [-1.54653]	-0.004622 (0.01309) [-0.35309]
DM1(-4)	-0.000683 (0.00146) [-0.46631]	0.366840 (0.16549) [2.21667]	-0.000620 (0.00458) [-0.13534]	-0.000284 (0.00138) [-0.20523]	3.75E-05 (0.00059) [0.06404]	0.007139 (0.01307) [0.54624]
DPPT(-1)	0.156899 (0.05351) [2.93192]	0.486746 (6.04527) [0.08052]	0.304293 (0.16732) [1.81863]	-0.089648 (0.05053) [-1.77419]	-0.005812 (0.02138) [-0.27188]	0.574318 (0.47741) [1.20299]
DPPT(-2)	-0.095541 (0.05874) [-1.62641]	10.07812 (6.63602) [1.51870]	-0.094468 (0.18367) [-0.51434]	-0.153187 (0.05547) [-2.76178]	0.008526 (0.02347) [0.36332]	0.344973 (0.52406) [0.65827]
DPPT(-3)	0.034965 (0.06053) [0.57767]	-5.411736 (6.83763) [-0.79146]	0.079344 (0.18925) [0.41925]	-0.008007 (0.05715) [-0.14011]	0.010827 (0.02418) [0.44774]	-0.551487 (0.53999) [-1.02130]
DPPT(-4)	-0.098210 (0.05155) [-1.90530]	-1.043889 (5.82293) [-0.17927]	-0.124754 (0.16117) [-0.77407]	-0.091315 (0.04867) [-1.87619]	0.021394 (0.02059) [1.03893]	0.738157 (0.45985) [1.60521]
DTCH(-1)	0.199190 (0.17268) [1.15351]	-31.75174 (19.5072) [-1.62769]	0.745243 (0.53992) [1.38029]	-0.094974 (0.16305) [-0.58249]	0.004569 (0.06899) [0.06624]	-0.443636 (1.54053) [-0.28798]

DTCH(-2)	-0.184070 (0.16369) [-1.12453]	-0.168826 (18.4910) [-0.00913]	-0.397734 (0.51179) [-0.77714]	0.019939 (0.15456) [0.12901]	0.057708 (0.06539) [0.88250]	0.329740 (1.46028) [0.22581]
DTCH(-3)	-0.132841 (0.15754) [-0.84324]	-10.02753 (17.7962) [-0.56346]	-0.246452 (0.49256) [-0.50035]	0.341546 (0.14875) [2.29613]	-0.056240 (0.06294) [-0.89361]	-1.394031 (1.40541) [-0.99190]
DTCH(-4)	0.187805 (0.15784) [1.18981]	5.886863 (17.8310) [0.33015]	-0.765827 (0.49352) [-1.55175]	-0.251752 (0.14904) [-1.68917]	-0.005478 (0.06306) [-0.08688]	0.783753 (1.40816) [0.55658]
DTXI(-1)	-0.491667 (0.43192) [-1.13832]	28.30902 (48.7926) [0.58019]	0.006086 (1.35048) [0.00451]	0.289077 (0.40783) [0.70882]	0.015012 (0.17255) [0.08700]	2.272203 (3.85327) [0.58968]
DTXI(-2)	-0.363128 (0.42810) [-0.84823]	-48.36331 (48.3610) [-1.00005]	-0.168681 (1.33853) [-0.12602]	1.052096 (0.40422) [2.60277]	-0.174441 (0.17103) [-1.01997]	-3.866768 (3.81919) [-1.01246]
DTXI(-3)	1.121659 (0.46023) [2.43718]	32.88614 (51.9902) [0.63254]	-2.270590 (1.43898) [-1.57792]	1.158653 (0.43456) [2.66629]	-0.323495 (0.18386) [-1.75947]	-1.701254 (4.10580) [-0.41435]
DTXI(-4)	0.781022 (0.49863) [1.56634]	20.26718 (56.3280) [0.35981]	0.200792 (1.55904) [0.12879]	0.695598 (0.47081) [1.47744]	-0.337665 (0.19920) [-1.69511]	1.014016 (4.44836) [0.22795]
RESID01IVU(-1)	0.001904 (0.02021) [0.09422]	1.242537 (2.28330) [0.54419]	0.039067 (0.06320) [0.61819]	-0.022606 (0.01908) [-1.18450]	0.001323 (0.00807) [0.16386]	0.303331 (0.18032) [1.68220]
RESID01IVU(-2)	-0.000982 (0.01976) [-0.04971]	-2.022330 (2.23179) [-0.90615]	-0.005477 (0.06177) [-0.08867]	0.006243 (0.01865) [0.33466]	0.005462 (0.00789) [0.69199]	-0.104799 (0.17625) [-0.59461]
RESID01IVU(-3)	0.034195 (0.02010) [1.70119]	-0.256876 (2.27066) [-0.11313]	-0.031115 (0.06285) [-0.49509]	-0.006734 (0.01898) [-0.35482]	-0.012952 (0.00803) [-1.61292]	0.026226 (0.17932) [0.14625]
RESID01IVU(-4)	-0.016606 (0.02005) [-0.82841]	1.971363 (2.26451) [0.87055]	-0.060095 (0.06268) [-0.95880]	-0.004031 (0.01893) [-0.21299]	-0.000780 (0.00801) [-0.09745]	-0.013335 (0.17883) [-0.07456]
C	0.696142 (0.38931) [1.78816]	69.60844 (43.9784) [1.58279]	1.573638 (1.21723) [1.29280]	-0.253843 (0.36759) [-0.69056]	0.113842 (0.15553) [0.73198]	-1.124180 (3.47309) [-0.32368]
R-squared	0.557850	0.370192	0.455112	0.557244	0.323323	0.380904
Adj. R-squared	0.285758	-0.017382	0.119796	0.284778	-0.093093	-0.000078
Sum sq. resids	63.52112	810613.0	620.9835	56.63213	10.13777	5055.519
S.E. equation	1.276224	144.1699	3.990320	1.205034	0.509846	11.38546
F-statistic	2.050225	0.955152	1.357265	2.045189	0.776442	0.999794
Log likelihood	-90.57172	-393.1053	-163.5295	-86.89825	-31.84837	-230.6313
Akaike AIC	3.611616	13.06579	5.891548	3.496820	1.776511	7.988480
Schwarz SC	4.454930	13.90910	6.734862	4.340134	2.619825	8.831793
Mean dependent	0.661562	39.38281	-0.483594	0.574137	0.017813	0.089294
S.D. dependent	1.510094	142.9330	4.253204	1.424881	0.487652	11.38501
Determinant Residual	11705177					
Covariance						
Log Likelihood (d.f. adjusted)	-1065.690					

Akaike Information Criteria	37.99030
Schwarz Criteria	43.05019

Annexe 04 : Présentation Test de causalité a court terme

Pairwise Granger Causality Tests

Date: 05/14/18 Time: 02:16

Sample: 2012:01 2017:12

Lags: 1

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
DPPT does not Granger Cause DTCH	67	5.77715	0.01914
DTCH does not Granger Cause DPPT		1.93553	0.16897
DM1 does not Granger Cause DTCH	67	0.10973	0.74153
DTCH does not Granger Cause DM1		10.5809	0.00183
DINF does not Granger Cause DTCH	67	0.68107	0.41228
DTCH does not Granger Cause DINF		3.11112	0.08253
DTXI does not Granger Cause DTCH	67	0.07501	0.78506
DTCH does not Granger Cause DTXI		0.95810	0.33135
IVU1 does not Granger Cause DTCH	67	2.72885	0.10345
DTCH does not Granger Cause IVU1		1.68520	0.19889
DM1 does not Granger Cause DPPT	67	1.23543	0.27051
DPPT does not Granger Cause DM1		0.21592	0.64374
DINF does not Granger Cause DPPT	67	2.64090	0.10906
DPPT does not Granger Cause DINF		5.60190	0.02098
DTXI does not Granger Cause DPPT	67	0.45270	0.50348
DPPT does not Granger Cause DTXI		0.00861	0.92637
IVU1 does not Granger Cause DPPT	67	0.52857	0.46986
DPPT does not Granger Cause IVU1		2.36796	0.12878
DINF does not Granger Cause DM1	67	0.27541	0.60154
DM1 does not Granger Cause DINF		0.90847	0.34411
DTXI does not Granger Cause DM1	67	0.19761	0.65816
DM1 does not Granger Cause DTXI		0.47616	0.49266
IVU1 does not Granger Cause DM1	67	0.86987	0.35450
DM1 does not Granger Cause IVU1		1.16322	0.28485
DTXI does not Granger Cause DINF	67	2.32977	0.13185
DINF does not Granger Cause DTXI		1.53983	0.21917
IVU1 does not Granger Cause DINF	67	0.83226	0.36504
DINF does not Granger Cause IVU1		8.28898	0.00542
IVU1 does not Granger Cause DTXI	67	0.18137	0.67163
DTXI does not Granger Cause IVU1		0.00207	0.96387

Annexe 05 : Présentation du VECM

Date: 05/14/18 Time: 23:29

Sample(adjusted): 2012:03 2017:09

Included observations: 67 after adjusting endpoints

Standard errors in () & t-statistics in []

Cointegrating Eq:	CointEq1					
TCH(-1)	1.000000					
PPT(-1)	0.808686 (0.16522) [4.89467]					
INF(-1)	-2.601944 (0.66828) [-3.89351]					
M1(-1)	-0.040283 (0.00676) [-5.95552]					
TXI(-1)	-11.76780 (2.44691) [-4.80926]					
IVU(-1)	0.234891 (0.19414) [1.20989]					
@TREND(12:01)	3.292783 (0.64890) [5.07444]					
C	488.7341					
Error Correction:	D(TCH)	D(PPT)	D(INF)	D(M1)	D(TXI)	D(IVU)
CointEq1	-0.074737 (0.01324) [-5.64675]	0.095421 (0.04823) [1.97854]	-0.015360 (0.01620) [-0.94817]	2.582271 (1.61386) [1.60006]	0.008026 (0.00587) [1.36739]	-0.054781 (0.14316) [-0.38265]
D(TCH(-1))	-0.149509 (0.11832) [-1.26356]	1.025223 (0.43116) [2.37783]	0.196866 (0.14483) [1.35933]	-25.77077 (14.4278) [-1.78619]	-0.000577 (0.05247) [-0.01100]	1.252226 (1.27986) [0.97841]
D(PPT(-1))	-0.011520 (0.03783) [-0.30451]	0.200639 (0.13785) [1.45549]	0.173828 (0.04630) [3.75410]	-5.070990 (4.61285) [-1.09932]	-0.015868 (0.01678) [-0.94589]	0.315775 (0.40920) [0.77169]
D(INF(-1))	-0.298199 (0.10949) [-2.72364]	0.886591 (0.39895) [2.22229]	-0.415222 (0.13401) [-3.09849]	15.11447 (13.3501) [1.13216]	0.074914 (0.04855) [1.54297]	3.719510 (1.18426) [3.14078]
D(M1(-1))	-0.001254 (0.00102) [-1.22736]	0.005556 (0.00372) [1.49225]	-0.001532 (0.00125) [-1.22492]	-0.086884 (0.12460) [-0.69733]	0.000363 (0.00045) [0.80217]	0.012879 (0.01105) [1.16522]
D(TXI(-1))	-0.815872 (0.36878) [-2.21233]	1.507141 (1.34381) [1.12154]	-1.121204 (0.45138) [-2.48392]	41.51269 (44.9677) [0.92317]	0.145664 (0.16354) [0.89069]	3.598817 (3.98900) [0.90219]

D(IVU(-1))	-0.003882 (0.01014) [-0.38301]	0.002228 (0.03693) [0.06033]	-0.023721 (0.01241) [-1.91204]	0.816279 (1.23590) [0.66047]	-0.000309 (0.00449) [-0.06882]	-0.337388 (0.10963) [-3.07740]
C	0.897468 (0.18962) [4.73298]	-1.773859 (0.69096) [-2.56725]	1.035510 (0.23209) [4.46164]	39.91859 (23.1214) [1.72648]	-0.060576 (0.08409) [-0.72038]	-2.801169 (2.05105) [-1.36572]
R-squared	0.454650	0.211264	0.303852	0.201732	0.072458	0.389970
Adj. R-squared	0.389948	0.117685	0.221258	0.107023	-0.037589	0.317593
Sum sq. resids	70.66667	938.3112	105.8680	1050686.	13.89699	8267.978
S.E. equation	1.094413	3.987929	1.339542	133.4475	0.485327	11.83787
F-statistic	7.026779	2.257604	3.678876	2.130006	0.658426	5.388070
Log likelihood	-96.85381	-183.4884	-110.3951	-418.6876	-42.37271	-256.3865
Akaike AIC	3.129964	5.716072	3.534183	12.73694	1.503663	7.892136
Schwarz SC	3.393211	5.979319	3.797430	13.00019	1.766910	8.155382
Mean dependent	0.551549	-0.494776	0.660149	37.73731	0.017015	0.692537
S.D. dependent	1.401192	4.245566	1.517958	141.2181	0.476455	14.33019
Determinant Residual	11216753					
Covariance						
Log Likelihood	-1088.658					
Log Likelihood (d.f. adjusted)	-1114.216					
Akaike Information Criteria	34.90197					
Schwarz Criteria	36.71179					

Annexe 06 :Présentation Test de causalité du vecm

Date: 05/16/18 Time: 15:18			
Sample: 2012:01 2017:12			
Lags: 1			
Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
PPT does not Granger Cause TCH	68	17.5766	8.5E-05
TCH does not Granger Cause PPT		0.04461	0.83339
INF does not Granger Cause TCH	68	0.04285	0.83666
TCH does not Granger Cause INF		5.01212	0.02860
M1 does not Granger Cause TCH	68	12.6926	0.00069
TCH does not Granger Cause M1		0.20364	0.65330
TXI does not Granger Cause TCH	68	1.24119	0.26934
TCH does not Granger Cause TXI		3.37958	0.07058
IVU does not Granger Cause TCH	68	3.19163	0.07868
TCH does not Granger Cause IVU		17.5864	8.5E-05
INF does not Granger Cause PPT	68	0.04639	0.83015
PPT does not Granger Cause INF		<	0.25538
M1 does not Granger Cause PPT	68	4.54920	0.03672
PPT does not Granger Cause M1		0.53357	0.46774
TXI does not Granger Cause PPT	68	3.8E-05	0.99510
PPT does not Granger Cause TXI		1.80200	0.18414
IVU does not Granger Cause PPT	68	0.19185	0.66283
PPT does not Granger Cause IVU		7.14233	0.00951
M1 does not Granger Cause INF	68	0.83864	0.36317
INF does not Granger Cause M1		0.22465	0.63710
TXI does not Granger Cause INF	68	1.33700	0.25180
INF does not Granger Cause TXI		6.28805	0.01466
IVU does not Granger Cause INF	68	0.00023	0.98808

INF does not Granger Cause IVU		26.8922	2.3E-06
TXI does not Granger Cause M1	68	0.04579	0.83124
M1 does not Granger Cause TXI		2.24969	0.13848
IVU does not Granger Cause M1		1.36292	0.24730
M1 does not Granger Cause IVU		8.15377	0.00576
IVU does not Granger Cause TXI	68	2.77208	0.10073
TXI does not Granger Cause IVU		2.51105	0.11790

Table des matières

Table des matières

Remerciements

Dédicaces

La liste des abreviations

Sommaire

Introduction Générale..... 02

Chapitre I : Cadre théorique et empirique du lien entre les prix du pétrole et le taux de change.....05

Introduction..... 05

Section 01 : Les déterminants du taux de change.....05

1.1. Les approches réelles du taux de change.....07

1.1.1. Théorie de la parité des pouvoirs d'achat (PPA).....07

1.1.2. Ajustement par la balance de paiement.....09

1.2. Les déterminants monétaires et financière du taux de change.....10

1.2.1. Théorie de parité de taux d'intérêt.....10

1.2.2. L'approche monétaire11

1.2.3. Théorie du portefeuille..... 11

1.3. Les déterminants conjoncturel.....12

1.3.1. Théorie de sur réaction..... 12

1.3.2. Des bulles spéculatives..... . 12

Section 02 : Canaux de transmission des fluctuations des prix du pétrole au taux de change.....12

2.1. Canal des termes de l'échange.....13

2.2. Canal de la richesse.....14

2.3. Canal de réallocation du portefeuille.....	14
2.4. D'autres canaux de transmissions.....	15
Section 03 : Revue de la littérature empirique traitant du lien entre les prix de pétrole et le taux de change.....	16
Conclusion.....	20
Chapitre II : La politique de change en Algérie	22
Introduction.....	22
Section 01 : Impact du choc pétrolier sur les principaux indicateurs macro-économiques en Algérie	22
1.1. L'impact des fluctuations des prix du pétrole sur la balance commerciale.....	22
1.2. L'impact des fluctuations des prix du pétrole sur le PIB.....	24
1.3. L'impact des fluctuations des prix du pétrole sur les dépenses publiques.....	25
1.4. L'impact des fluctuations des prix du pétrole sur le taux de change	26
1.5. L'impact des fluctuations des prix du pétrole sur l'inflation	27
1.6. L'impact des fluctuations du prix du pétrole sur les exportations.....	28
1.7. L'effet sur les recettes fiscales	29
Section 02 : La politique de change menée depuis le choc pétrolier de 2014.....	30
2.1. La politique de change Algérienne période 1962-1974.....	30
2.2. La politique de change Algérienne période 1974 à 1988.....	31
2.3. La politique de change Algérienne période 1988 à 1994.....	31
2.4. Régime de change de flottement dirigé (1994 -2014).....	32
2.5. La politique de change Algérienne face au choc de 2014 à nos jours.....	33
Section 03 : Travaux menés en Algérie sur la relation entre les prix du pétrole et le taux de change.....	38
Conclusion.....	41
Chapitre III : Etude économétrique du lien entre les prix du pétrole et le taux de change en Algérie	43
Introduction	43
Section 01 : Présentation des séries de données et étude de la stationnarité	43
1.1. Présentation et justification du choix des variables.....	43

1.2. Application du test de racine unitaire ADF (Test de stationnarité).....	44
1.3. La détermination du nombre de retard des séries.....	45
Section 02 : Estimation du modèle VAR (Vecteur Autorégressif).....	54
2.1. Détermination du nombre de retard de modèle VAR.....	54
2.2. Validation du modèle VAR.....	55
2.3. Test de causalité au sens de Granger.....	57
2.4. Analyse de réponses impulsionnelles (analyse des chocs.).....	58
2.5 . La décomposition de la variance de l'erreur de prévision de taux de change...	60
Section 03 : La modélisation de VECM.....	61
3.1. Test de cointégration de Johansen (test de la trace).....	61
3.2. Estimation du VECM (approche de Johansen).....	62
3.2.1. Analyse de la relation à long terme.....	63
3.2.2. Estimation de la relation de court terme.....	64
3.3 .Validation du modèle VECM.....	65
3.4. Les Tests sur les résidus.....	65
3.5. Analyse de la causalité au sens de Granger.....	67
3.6 .Analyse de réponses impulsionnelles (analyse des chocs).....	68
3.7. Décomposition de la variance.....	69
Conclusion	67
Conclusion générale.....	72
Bibliographie	
La liste des tableaux	
La liste des figures	
Annexes	
Table de matières	
Résumé	

Résumé

L'objectif de notre travail consiste à analyser les effets du choc pétrolier de 2014 sur le taux de change du dinar algérien par rapport au dollar américain. Afin d'atteindre cet objectif nous avons adopté une méthodologie qui repose en deux volets pour l'élaboration de notre travail. Le premier, était une étude théorique qui est basée sur les fondements théoriques des canaux de transmission de la variation des prix du pétrole au taux de change, ensuite nous avons traité la politique de change en Algérie menée après 2014. Le deuxième est un volet pratique élaboré à l'aide de deux modèles économétrique : « VAR » et « VECM » sur des données mensuelles allant de janvier 2012- septembre 2017, analysant l'impact des fluctuations des prix du pétrole sur le taux de change en Algérie. Les résultats ont montré que les prix du pétrole et le taux de change sont corrélés négativement, c'est-à-dire qu'une baisse des prix du pétrole engendre la dépréciation du taux de change du dinar algérien.

Mot clé : canaux de transmissions, prix du pétrole, taux de change, VAR, VECM.

Abstract

The objective of our work is to analyze the effects of the 2014 oil shock on the rate of change of the Algerian dinar against the US dollar. In order to achieve this goal, we have adopted a methodology, which is linked to two components for the development of our work. The first was a theoretical study based on the theory of transmission of the exchange rate and the rate of change; we discussed the policy of change in Algeria that developed in 2014. "VAR" and "VECM" on monthly data from January 2012 to September 2017, analyzing the impact of oil price fluctuations in Algeria. The results show that they are negatively correlated, ie a drop in the price of oil generics the depreciation of the exchange rate of the Algerian dinar.

Key words: transmission channels, oil prices, exchange rate, VAR, VESM.