

UNIVERSITE ABDERRAHMANE MIRA DE BEJAIA.

FACULTE DES SCIENCES ECONOMIQUES, COMMERCIALES ET DES SCIENCES GESTION

Département des Sciences économiques

Mémoire de fin de Cycle

Pour l'obtention du diplôme de Master en Sciences économiques

Option : Economie Quantitative

Thème

***Etude économétrique du lien entre les prix de pétrole et les variables monétaires
et financières en Algérie***

Réalisé par :

- AIT SAIDI Soraya
- BERBOUCHA seghira

Sous la direction de :

Mme TOUATI Karima

Membres du Jury :

Président : ASSOUL Dalila

Examineur : AIT ATHMANE Brahim

Rapporteur : TOUATI Karima

Année universitaire 2017/2018

Remerciement

Nous tenons à remercier Dieu tout puissant de nous avoir donné la force et la patience pour mener ce travail à terme.

Nos remerciements s'adressent à Madame TOUATI Karima, qui nous a fait l'honneur de diriger notre travail. Nous lui serons toujours reconnaissantes par rapport au temps qu'elle nous a consacré, ses éclaircissements, ses nombreuses contributions, sa patience, ses remarques pertinentes et surtout sa disponibilité.

Qu'elle trouve ici, l'expression de notre reconnaissance.

Nous remercions monsieur ABDERRAHMANI pour nous avoir aidés à réaliser ce travail.

Nous dressons nos remerciements, aussi, aux membres du jury, qui nous font l'honneur d'évaluer et d'examiner notre modeste travail.

On exprime aussi notre reconnaissance à H.sofiane

On exprime aussi notre reconnaissance à nos chères amies (L.Manel et C.Amina).

Dédicace

Avant tout, je remercie dieu de m'avoir accordé la force pour réaliser ce travail

Je dédie ce modeste travail :

A mes chers parents Pour leur amour, leur patience leurs sacrifices, leurs soutiens et leurs encouragements durant toute la période des études.

Mes grand parents : Khelaf et khalisa , Ali et Saliha

A mes oncles :Hassen, Messaoud, Hachmi, khirdin, Rabah, Yazid et karim et leurs familles

Mes tantes :louiza et saida

A mes cousins et cousines surtout les petits Fouad, Aimad, Aya,Mounir

Amine et Lina

A mes voisins et voisines, surtout ma soeur Djahida et Idris

A mes chère amis : Amina, Lynda, Rahima, Lamia, Terlli, Nassima, Tasseda, Rahim, Khaled, Abid.

A ma binôme Soraya

Sans oublier mes camarades de la promotion.

Et à tous ceux qui ont contribué de près ou de loin à l'élaboration de ce travail, je vous dis merci

Seghira

Dédicace

Avant tout, je remercie dieu de m'avoir accordé la force pour réaliser ce travail

Et je tiens à dédié ce modeste travail à :

A mes parents aucun hommage ne pourrait être à la hauteur de témoigner de ma gratitude vis-à-vis de l'amour et le courage dont ils ne cessent de me combler. Que dieu leur procure la bonne santé et longue vie.

A ma sœur et mes frères que j'aime énormément : BELKACEM, SOUAD, ET ANIS

A mon fiancé SOFIANE qui ma beaucoup soutenu

A mes sœurs de cœur dont la vie m'en a fait un cadeau inestimable : MANEL ET SALIMA que je ne remercierai jamais assez pour leur présence et leur soutien.

A toute ma famille, mes grands parents, mes cousins, mes cousines, mes tantes, mes oncles .

A ma belle famille.

A mes très chers amis : SONIA, KATIA, AMINA, KELTOUMA, KENZA, YAHIA, AMINE, LOUCIF, IDIR, HANANE, MOHAND, YACINE.

A ma binôme SEGHIRA

A tous ceux qui m'ont soutenu et qui ont crus en moi et enfin, à tous ceux qui me connaissent de prêt ou de loin.

Soraya

SOMMAIRE

Liste des abréviations

Liste des tableaux

Liste des figures

Introduction générale	01
Chapitre I : fondement théorique et empirique du lien entre les prix du pétrole et les variables financières et monétaires.....	04
Introduction	04
Section 1 : le lien entre les prix du pétrole et les indices Boursier	04
Section 2 : le lien entre les prix du pétrole et le secteur financier	11
Section 3 : la relation entre les prix du pétrole et le taux de change.....	16
Conclusion	22
Chapitre II : l'évolution des prix du pétrole et les variables financières et monétaires en Algérie.....	23
Introduction	23
Section 1 : le lien entre les prix du pétrole et les variables financières et monétaires en Algérie	23
Section 2 : la politique monétaires et la politique de change en Algérie	28
Section 3 : le secteur financier en Algérie	39
Conclusion	43
Chapitre III : études économétriques du lien entre les prix du pétrole et les variables financières et monétaires	44
Introduction	44
Section 1 : méthodologie de recherche	44
Section 2 : présentation des variables et la modélisation de VAR sur des données annuel	47
Section 3 : étude économétrique du model VAR en utilisant des donnés mensuel	70
Conclusion	76
Conclusion générale	77
Références Bibliographie	
Annexes	
Table des matières	
Résumé	

Liste des abréviations

- **AEN** : Agence de l'Énergie Nucléaire
- **ADF** : test dickey fuller augmentes
- **AIC** :Akiake Information Criteria
- **ARDL** : Auto-Regressif DistributedLags
- **BA** : Banque d'Algérie
- **BTP** : Bâtiment et Travaux Publics
- **CCG** : Conseil de Coopération du Golfe
- **CEMAC** : Communauté Economique et Monétaire de l'Afrique Centrale
- **CMC** : Commercial Metals Company
- **CNY** : Yuan Chinois
- **CNEP** : Caisse Nationale d'Epargne et de Prévoyance
- **CRD** : Crédit Intérieur
- **C** : Constante
- **CRDPRIV** : Crédit Privé
- **CRDPIB** : Crédit Public
- **CNMA** : Caisse Nationale de Mutualité Agricole
- **DF** :Dickey –Fuller
- **DZD** :Dinar Algérien
- **DSGE** : Dynamics Stochastic General Equilibrium (modèle d'équilibre général dynamique stochastique)
- **ENTP** : Entreprise Nationale des Travaux aux Puits
- **ENAFOR**. Entreprise Nationale de Forage- Sonatrach
- **FMI** : Fonds Monétaire International
- **FRR** : Fonds de Régulation des Recettes
- **FRF** : Franc Français
- **I** : Taux d'intérêt
- **INF** : Taux d'inflation
- **INB** : Indice Boursier
- **IPC** : Indice des Prix à la Consommation
- **GARCH** :Generalized auto regressive conditional heteroskedasticity

- **MENA** : *Middle East and North Africa*
- **MCO** : Moindre Carré Ordinaire
- **MMT** : la croissance de la masse monétaire
- **M2** : agrégat de la masse monétaire
- **NCA** : entreprise de rouiba, leader algérien des jus de fruits
- **OPEP** : organisation des pays exportateurs de pétrole
- **OCDE** : Organisation de Coopération et de Développement Economique
- **OSEBX** : Oslo Stock Exchange Benchmak Index
- **ONS** : Office Nationale des Statistiques
- **OAT** : Obligations Assimilables du Trésor
- **OIL**: pétrole
- **PPT** : prix du pétrole
- **PFR** : Pays à Faible Revenu
- **PAS** : Plan d'Ajustement Structurel
- **PME** : Petite et Moyenne Entreprise
- **PIB** : Produit Intérieure Brut
- **s&p** : standard et poor's
- **\$** :dollar
- **SC** : Schwarz criteria
- **TEP** : Tomographie par Emission de Position
- **TCR** : taux de change réel
- **TCH** : taux de change
- **USD** : dollar des Etats-Uni
- **VECM** :Vector Error Correction Model
- **VAR** : Vecteur Auto Régressif
- **X** : Exportation
- **β** : tendance
- **Φ** : teste de racine unitaire

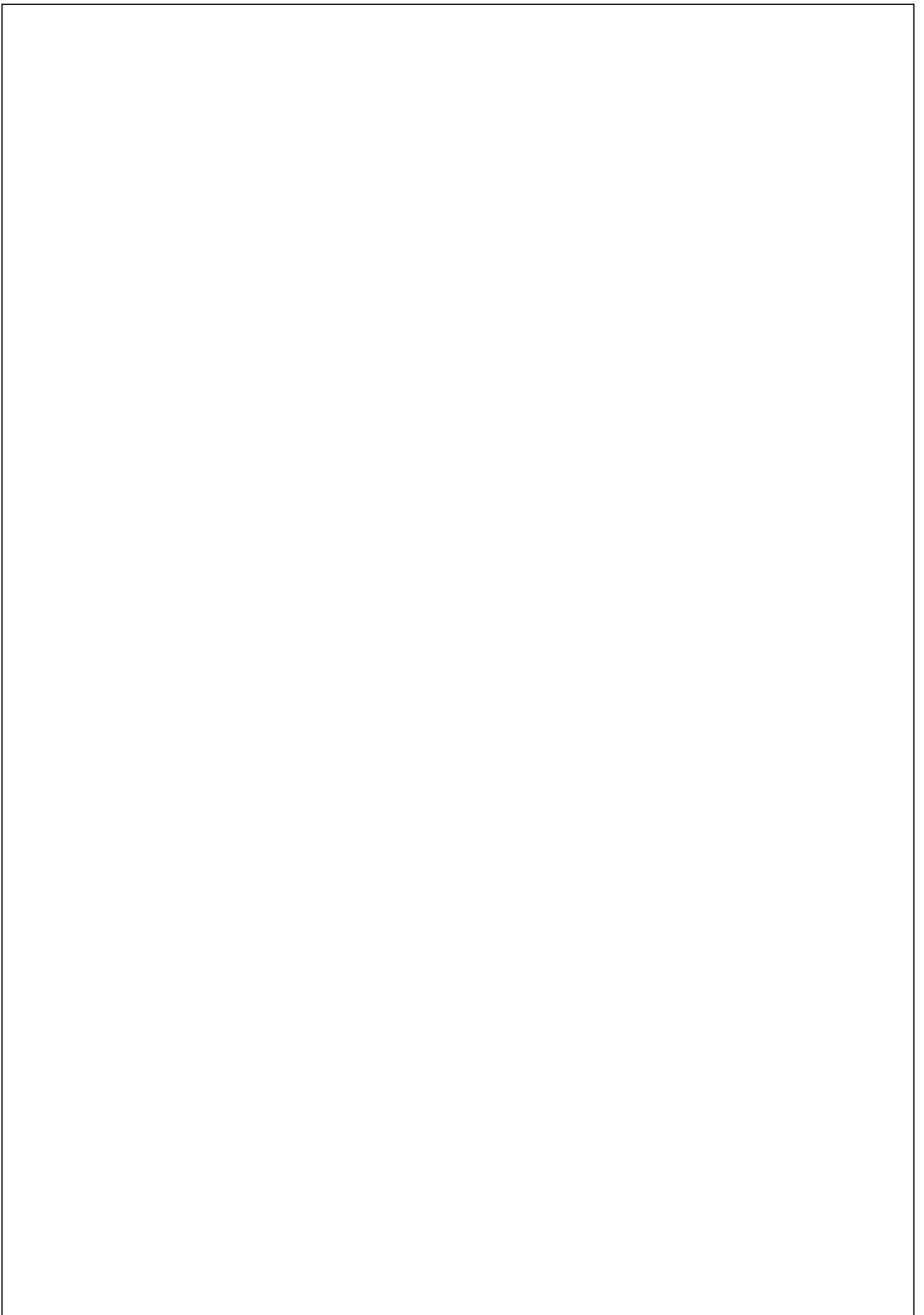
Liste des tableaux

Tableau N°01 : Evolution du taux d'inflation de 1999 à 2014.....	31
Tableau N°02 : Evolution du taux de change	38
Tableau N°03 : choix du nombre de retard P.....	51
Tableau N°04 : Model 3: $X_t = c + bt + \phi_1 X_{t-1} + at$	52
Tableau N°05 : Model 2: $X_t = c + \phi_1 X_{t-1} + at$	53
Tableau N°06 : Model 1: $X_t = \phi_1 X_{t-1} + at$	54
Tableau N°08 : Lastationnarisation de la série et récupération de l'ordre d'intégration	54
Tableau N°09 :Les résultats de racine unitaire ADF (voir les annexes).....	55
Tableau N°10 : Les résultats de la recherche du nombre de retards (P)	56
Tableau N°11 :Estimation du processus VAR(1)	57
Tableau n°12 :Test de causalité au sens de Granger.....	58
Tableau n°13 : Test d'hétéroscédasticité	59
Tableau n°14 : Le test d'autocorrélation des résidus.....	60
Tableau n°15 : Décomposition de la variance de (MMT)	63
Tableau n°16 : Décomposition de la variance de DCRD	64
Tableau n°17 : Décomposition de la variance de DINF	64
Tableau n°18 :Décomposition de la variance de DTCH	65
Tableau n°19 :Décomposition de la variance de DI	65
Tableau n°20 : estimation d'estimation	68
Tableau N°21 : résultat de test de cointegration (Bounds-test)	69
Tableau N°22 : Test ARDL de cointégration et la forme de long terme	70
Tableau N°23 : coefficients de long terme	71
Tableau N°24 : détermination de nombre de retard.....	72
Tableau N°25 : test de dikey fuller augmenté.....	73

Tableau N°26 : Le test de causalité au sens de grenger.....	74
Tableau N°27 : Le test d'autocorrélation des résidus.....	76
Tableau N°28 : Test d'hétéroscédasticité.....	76

Liste des figures

Figure n°1 : l'impact des exportations sur les prix du pétrole	23
Figure n°2 : L'évolution des exportations d'hydrocarbure en Algérie, 2012,2017 en dollar courant.....	24
Figure n°3 : L'évolution du PIB par rapport aux prix du pétrole	25
Figure n°4 : l'évolution de la masse monétaire par rapport aux prix du pétrole	26
Figure n°5 : L'évolution du taux d'intérêt par rapport aux prix du pétrole	26
Figure n°6 : L'évolution de l'inflation par rapport aux prix du pétrole.....	27
Figure n°7 : L'évolution de taux de change par rapport aux prix du pétrole.....	28
Figure n°8 : L'évolution du crédit intérieur par rapport aux prix du pétrole.....	28
Figure n°9 : représentation graphique de l'évolution de l'inflation de 1999-2015.....	31
Figure n°10 : évolution de la croissance de la masse monétaire en Algérie de 1970 jusqu'à 2016	47
Figure n°11 : : l'évolution du taux de change durant la période de 1970 jusqu'à 2016.....	48
Figure n°12 : l'évolution du taux d'intérêt durant la période 1970 jusqu'à 2016	49
Figure n°13 :l'évolution de l'inflation durant la période 1970 jusqu'à 2016	49
Figure n°14 : l'évolution du crédit intérieur durant la période 1970 jusqu'à 2016	50
Figure n°15 : l'évolution du prix du pétrole durant 1970 jusqu'à 2016.....	51
Figure n°16 : stationnarité du modèle VAR.....	61
Figure n°17 :Réponse de DI, DINF, DCRD, DMMT, DTCH au choc DPPT.....	62
Figure n°18 : Le graphique du critère d'information Schwarz (SIC	67
Figure n°19 : stationnarité du modèle VAR	75



Introduction générale

Le pétrole, une des plus précieuses ressources naturelles de la planète, vu son intérêt économique et sa dimension stratégique. L'importance de cette matière première dans le processus de développement est irrévocable, elle est utilisée dans tous les secteurs économiques (les produits inflammables, transaction des barils).

Cependant, le marché du pétrole est caractérisé par une instabilité imprévisible et continue des prix, ce qui mène à engendrer de flagrants risques de déséquilibres des grandeurs économiques. La flambée des prix du pétrole constitue une menace sérieuse pour la croissance de l'économie mondiale. Le marché mondial du pétrole brut a connu une hausse accentuée au cours des années 2000 atteignant un seuil de 147 dollars par baril en 2008. Ainsi, les pays producteurs en sortent bénéficiaires faisant exploser leurs revenus pétroliers.

De nombreux travaux ont été consacrés à l'étude des liens entre le prix du pétrole et l'activité économique. Ces travaux ont montré que les chocs affectant le prix du pétrole et qu'ils ont des effets significatifs et positifs sur les variables macroéconomiques dans la plupart des pays développés et émergents. Exemple : Sagorsky (1999), à travers la modélisation VAR comportant des effets de GARCH, l'auteur a trouvé que le marché boursier américain est significatif aux fluctuations des prix de pétrole.

Il est vrai qu'à l'instar des autres secteurs de l'économie nationale, la sphère monétaire subit fortement l'impact des chocs pétroliers. Il convient de préciser les mécanismes par lesquelles s'opère la transmission de la volatilité des prix des hydrocarbures sur les variables monétaires. En effet, la variation des prix des hydrocarbures induit des effets directs sur l'offre de la monnaie dans la mesure où les avoirs extérieurs constituent la principale source de création monétaire en Algérie. Dans ce cas, l'accent sera mis sur les conséquences monétaires des fluctuations des prix du pétrole qui apparaissent suite à la monétisation croissante des revenus en devises issus de l'exportation des hydrocarbures.

Cela dit, le lien entre les prix du pétrole et les variables financières est aussi significatif que celui existant avec les variables monétaires permettant ainsi d'exercer un impact conséquent sur l'évolution du marché pétrolier. Effectivement, la bonne santé du secteur financier repose sur un bon fonctionnement du secteur bancaire qui renvoie quant à lui ses inflexions dans les taux d'intérêt des dépôts et les crédits intérieurs, et un bon diagnostic

monétaire consiste à adapter le mieux possible l'offre de monnaie du système bancaire aux besoins des agents économique en vue d'obtenir la régularisation de l'activité à court et a moyens terme tout en fixant l'objectif de régir la masse monétaire circulante et éviter l'inflation.

Or si les prix du pétrole connaissent une chute considérable un dysfonctionnement se répercutera sur l'économie tout entière et sur les variables monétaire et financière citées au préalable, ce qui renvoi à mettre en lumière la chute brusque des cours du pétrole de 2014 confirmant encore une fois la susceptibilité de l'économie Algérienne. Qui s'est basculée dans une sphère de graves détériorations au détriment de la politique économique financière et monétaire du pays.

Tenant compte de ce qui précède, nous avons jugé nécessaire de mettre la lumière sur l'estimation du lien économique entre les prix du pétrole et les variables financières et monétaires en Algérie. Dans cette perspective, notre travail de recherche s'articulera autour de la problématique suivante :

- Quel est le lien entre les prix du pétrole et les variables financières et monétaires en Algérie ?

Dans le but d'apporter des éléments de réponse à cette interrogation, nous supposons qu'un lien se tisse entre les prix du pétrole et les variables financières et monétaires (le taux de change, le taux d'intérêt, les crédits intérieurs ainsi que la masse monétaire et l'inflation) en se basant sur le cas de l'Algérie.

Hypothèse : Il existe une relation entre les prix du pétrole et les variables financières et monétaires en Algérie

Afin d'estimer ce lien, nous avons opté pour la modélisation VAR. Le choix de cette approche s'explique par le fait que dans la littérature empirique le lien entre les cours du pétrole et les principales variables financières et monétaire est étudié en utilisant le modèle VAR.

Notre travail se structure alors au tour de trois chapitres :

- Le premier chapitre ayant pour objectif de présenter le cadre théorique et empirique du lien entre les prix du pétrole et les principales variables financières et monétaires.
- Le second consacré à étudier l'évolution des variables financières et monétaires vis-à-vis des fluctuations des prix du pétrole en Algérie.
- Le troisième faisant objet d'un cas d'étude économétrique mettant en œuvre l'évaluation de lien entre les prix du pétrole et les principales variables financières et monétaires.

Le pétrole brut est la ressource naturelle la plus précieuse étant de loin la plus grande source d'énergie dans le monde. Dans certains pays, celle-ci représente le pilier d'une économie toute entière. Elle occupe donc une partie importante dans les marchés internationaux des matières premières.

Plusieurs facteurs interviennent pour renseigner les marchés sur les variations qui puissent l'affecter d'une manière directe et indirecte, et de l'impact que le marché pétrolier peut avoir sur le marché économique et financier. Parmi ces variables on dénombre : l'inflation, la production mondiale, le taux d'intérêt, le taux de change... On peut donc dire que les marchés pétroliers ont une incidence directe sur les indices économiques et les indices financiers mondiaux.

Dans ce sens, nous avons départagé ce présent chapitre en trois sections : La première portant sur l'impact des prix du pétrole vis-à-vis des indices Boursiers, nous avons alors abordé le lien entre les prix du pétrole et les indices boursiers, d'où son intitulé. La deuxième étalant aussi l'incidence des prix du pétrole mais sur le secteur financier, nous allons donc étudier cette fois-ci le lien entre les prix du pétrole et le secteur financier, d'où le titre de la section. Quant à la troisième section, elle présente le lien entre le prix de pétrole et le taux de change.

Section 01 : le lien entre les prix du pétrole et les indices boursiers

L'indice boursier est un indicateur clé pour déterminer la performance d'un secteur, il permet aux investisseurs de gérer leurs portefeuilles d'actions. Ils sont représentatifs soit d'un marché, soit d'un secteur d'activité particulier.

D'un point de vue théorique, la valeur d'une action est égale à la somme des flux futurs actualisés. Ces flux actualisés sont affectés par des facteurs économiques qui peuvent être influencés par le prix du pétrole. Ainsi, les fluctuations du prix du pétrole peuvent avoir des effets significatifs sur les cours des actions.

Ces dernières années, de nombreux travaux ont été consacrés à l'étude des liens entre le prix du pétrole et l'activité économique. Ces travaux ont montré que les chocs affectant le prix du pétrole ont des effets significatifs sur les variables macroéconomiques dans la plupart des pays développés et émergents.

1.1 Les études empiriques menées dans les pays développés

Des recherches approfondies existent sur le lien entre les prix du pétrole et les marchés boursiers. Cette section présentera certaines recherches effectuées dans les pays développés sur le sujet, les méthodes qui ont été appliquées et les résultats et conclusions qui sont tirés.

1.1.1. Jones et Kaul(1996)¹ : Ils ont analysé l'effet, à court terme, des chocs affectant le prix du pétrole sur quatre marchés boursiers développés (Canada, Royaume-Uni, Japon et États-Unis) des chocs affectant le prix du pétrole. Ils concluent que le prix du pétrole est une variable déterminante dans la formation des rentabilités des actifs financiers aux États-Unis et au Canada. Pour les autres pays, l'impact du pétrole est moins net. A travers l'estimation du modèle VAR, **Huang et al**, dans la même année,² montrent un lien significatif entre le prix de pétrole et la rentabilité boursière de certaines firmes pétrolières américaines, mais ils ne trouvent pas de relation significative entre ces prix et les indice du marché américain.

1.1.2. Sagorsky (1999)³ : à travers la modélisation VAR comportant des effets de GARCH, l'auteur a trouvé que le marché boursier américain est significatif aux fluctuations des prix de pétrole.

1.1.3. Park et Ratti (J. Park et Ratti 2008)⁴ : Les deux spécialistes ont appliqué une analyse VAR multi variée pour estimer les effets des chocs pétroliers et de la volatilité des prix du pétrole sur les rendements boursiers aux États-Unis et dans 13 pays européens. L'étude était basée sur les données allant de 1986 à 2005. Les résultats ont montré que le prix du pétrole avait un impact significatif sur le rendement des stocks intra-mois et jusqu'à un mois plus tard. Dans cette étude, la Norvège était le seul pays qui a montré une réponse positive statistiquement significative dans les rendements des stocks suite à une augmentation des prix du pétrole. Cela pourrait être attribué au fait que la Norvège est un pays exportateur de

¹Jones C.M. et Kaul G. [1996], « Oil and the Stock Markets », Journal of Finance, 51 (2), p. 463-491. Cité par Mohamed El Hédi Aroui, Christophe Rault (2010) « Les effets des fluctuations du prix du pétrole sur les marchés boursiers dans les pays du Golfe », Revue économique 2010/5 (Vol. 61), p 946.

²Huang R. D., Masulis R. W. et Stoll H. R. [1996], « Energy shocks and financial markets », Journal of Futures Markets, 16, p. 1-27. Cité par Mohamed El Hédi Aroui, Christophe Rault « Les effets des fluctuations du prix du pétrole sur les marchés boursiers dans les pays du Golfe », Revue économique 2010/5 (Vol. 61), p 946.

³Huang R. D., Masulis R. W. et Stoll H. R. [1996], « Energy shocks and financial markets », Journal of Futures Markets, 16, p. 1-27. Cité par Mohamed El Hédi Aroui, Christophe Rault « Les effets des fluctuations du prix du pétrole sur les marchés boursiers dans les pays du Golfe », Revue économique 2010/5 (Vol. 61), p 946.

⁴Mohamed El Hédi Aroui, Christophe Rault « Les effets des fluctuations du prix du pétrole sur les marchés boursiers dans les pays du Golfe », Revue économique 2010/5 (Vol. 61), p. 945-959.

pétrole, où les revenus tirés des activités liées au pétrole jouent un grand rôle dans l'économie norvégienne.

1.1.4. Aloui et Jammazi⁵ : En 2009, ils démontrent qu'il existe une relation de non linéarité entre les prix du pétrole et les actifs financiers. Et après l'utilisation de modèle VAR par ces deux auteurs en 2010 dans 3 pays (France, Japon et Royaume-Uni), ces derniers ont remarqué que la réaction des marchés boursiers aux chocs affectant le prix de pétrole est plutôt de nature asymétrique. Durant la même année Oudsami confirme des conclusions pour les États-Unis et démontre que les chocs non anticipés sur le prix du pétrole ont des effets non linéaires et asymétriques sur les rentabilités boursières.

1.1.5. Alsalman (Alsalman 2016)⁶ : Cet auteur a mené une étude sur le marché boursier américain en utilisant un modèle d'auto-régression vectorielle autorégressive généralisée (VAR-GARCH). Les résultats ont montré qu'il n'y avait aucun effet significatif de la volatilité du prix du pétrole sur les rendements boursiers américains. Il soutient que cela pourrait être dû à une couverture efficace contre la fluctuation des prix du pétrole ou même la capacité des sociétés à transférer efficacement l'augmentation des coûts du pétrole au consommateur. **Alsalman** a également constaté que, bien qu'il n'y ait pas eu de transfert de volatilité, les mouvements du prix du pétrole ont eu des effets symétriques sur les rendements globaux des actions américaines. Cela signifie que les variations du prix du pétrole ont eu un effet égal et opposé sur les marchés américains. Cela suit la notion établie par la méthode des flux de trésorerie actualisés. L'augmentation des prix du pétrole entraînera en théorie une hausse des coûts, une diminution des bénéfices des entreprises et une chute des cours boursiers.

1.1.6. WanhaiYou, YaweiGuob, Huiming Zhub, YongTang(2017)⁷ : Ce groupe d'auteurs analysent l'impact des chocs pétroliers et l'incertitude de la politique économique de la Chine sur les rendements boursiers à différents endroits sur les distributions de rendement. Sur la base des données mensuelles de 1995: 1 à 2016: 3, les auteurs abordent ce problème en utilisant la technique de régression quantile. Cette approche permet une analyse plus détaillée

⁵Mohamed El Hédi Aroui, Christophe Rault (2015) « Les effets des fluctuations du prix du pétrole sur les marchés boursiers dans les pays du Golfe », *Revue économique* 2010/5 (Vol. 61).

⁶Alsalman (Alsalman 2016)

⁷WanhaiYou, YaweiGuob, Huiming Zhub, YongTang(2017) *Oil price shocks, economic policy uncertainty and industry stock returns in China: Asymmetric effects with quantile regression*.

dans différentes circonstances de marché, à savoir des marchés baissiers, normaux et haussiers. Les résultats empiriques indiquent que les effets des chocs sur les prix du pétrole et l'incertitude de la politique économique sont asymétriques et fortement liés aux conditions du marché boursier. De plus, le lien entre l'incertitude de la politique pétrolière et de la politique économique est modifié au début d'une crise. En particulier, la hausse des prix du pétrole a des effets négatifs plus importants sur les rendements boursiers lorsque les marchés boursiers sont en hausse (quantiles extrêmes) avant la crise, les prix de pétrole réduisent les rendements boursiers lorsque les marchés boursiers sont haussiers et normaux avant la crise, alors que les rendements boursiers sont moins élevés dans des conditions de marché différentes. Ces résultats pourraient être liés aux sentiments optimistes ou pessimistes des investisseurs et les investisseurs pourraient devenir plus effrayés après la crise.

1.1.7. Magnus Bakken (2017)⁸: Sa thèse intitulée «The dynamics of oil price shocks and stock market movements in Norway. A bivariate GARCH approach » examine les Co-mouvements des rendements boursiers sur la bourse d'Oslo et le prix du pétrole brut Brent. En utilisant différentes méthodes statistiques, cette thèse vise à fournir une image plus claire de la façon dont ces deux actifs se déplacent les uns par rapport aux autres. L'analyse porte sur les données de prix de l'indice OSEBX et du pétrole brut Brent de 1996 à 2016. Cette période couvre plusieurs événements intéressants tels que la crise financière et la récente chute des cours du pétrole en 2014. Le choix de la méthode est fait sur base de la recherche suggérant qu'une part équitable des données financières pourrait souffrir d'une variance variable dans le temps. Les résultats montrent une corrélation conditionnelle variable entre le prix du pétrole et OSEBX, suggérant une interdépendance de la volatilité entre les deux actifs. Trois sous-périodes ont également été analysées séparément. Avant la crise financière, la crise financière et la crise financière postérieure. Bien qu'aucune tendance évidente n'ait été trouvée, les résultats ont montré que la corrélation variant dans le temps a chuté de manière significative avec la chute du pétrole en 2014, marquant en quelque sorte un changement dans la façon dont les actifs se déplacent les uns par rapport aux autres. Ceci est également soutenu par une analyse de cointégration qui a donné des résultats négatifs en considérant l'ensemble des données, mais en indiquant une relation cointégrée en excluant la période de la chute du pétrole. L'analyse de causalité de Granger a été appliquée afin de faire l'inférence sur la

⁸Magnus Bakken (2017) intitulée « The dynamics of oil price shocks and stock market movements in Norway. A bivariate GARCH approach » Nord University

causalité. Les résultats montrent une causalité bidirectionnelle qui peut être causée par un échantillonnage de données trop peu fréquentes ou ce que l'on appelle un sophisme de cause commune.

1.1.8. Hatemi et al (Hatemi-J, Al Shayeb et Roca 2017)⁹ : Un test de causalité asymétrique réalisé par ces deux auteurs montre une relation positive entre la hausse des prix du pétrole et des actions sur les marchés mondiaux, américains et japonais, alors que le marché boursier allemand a réagi négativement à la baisse des prix du pétrole. Hatemi et al ont soutenu que cela pourrait impliquer que les marchés américains et japonais considèrent les hausses du prix du pétrole comme un indicateur de bonnes nouvelles tandis que les marchés allemands considèrent la baisse des prix du brut comme une contraction de l'économie (Hatemi-J, Al Shayeb et Roca 2017).

1.2. Dans les pays de CCG

Les pays du CCG étant les principaux acteurs du marché mondial de l'énergie, leurs marchés boursiers peuvent être sensibles aux chocs pétroliers. Très peu d'attention a été accordée aux plus petits marchés émergents, en particulier dans les pays du CCG, où la création des marchés boursiers est relativement récente. En utilisant un modèle var selon ces auteurs :

1.2.1. Hamoudeh et Eleisa (2004)¹⁰ :Ceux-là montrent qu'il existe une causalité bidirectionnelle entre le marché boursier saoudien et le prix du pétrole avec l'utilisation du modèle VAR. Les résultats suggèrent également que les autres marchés du CCG ne sont pas directement affectés par les variations du prix du pétrole.

1.2.2. Zarour (2006)¹¹ : Ce dernier utilise également un modèle VAR pour étudier la relation entre les variations du prix du pétrole et les marchés boursiers du CCG et montre que seuls les

⁹Hatemi-J, Al Shayeb et Roca 2017. *J.A. Econ Change Restruct* (2017), "Oil price shocks and stock market returns of the developed countries: empirical evidence from quantile regression analysis", *Economic Change and Restructuring* pp 1–34.. <https://doi.org/10.1007/s10644-017-9207-4>

¹⁰Mohamed El Hédi Aroui, Christophe Rault « Les effets des fluctuations du prix du pétrole sur les marchés boursiers dans les pays du Golfe », *Revue économique* 2010/5 (Vol. 61)

marchés saoudien et omanais ont un pouvoir prédictif des variations à la hausse du prix du pétrole plus récemment.

1.2.3. Hamoudeh et Choi (2006)¹² : Ces deux spécialistes examinent la relation à long terme entre les marchés boursiers du CCG en tenant compte des effets de trois facteurs globaux de risque : le prix du pétrole, un marché américain (s&p 500) et le taux des bons du trésor américain. Ils mettent en évidence que le taux des bons du trésor américain a un effet direct sur ces marchés, tandis que le prix du pétrole et le s&p 500 ont seulement des effets faibles et indirects.

1.2.4. Onour (2008)¹³ : En revanche, cet auteur montre en utilisant des données plus récentes, qu'à long terme le prix du pétrole affecte significativement le cours des actions dans les pays du CCG.

1.2.5. Mohamed El Hedi Aroui (LEO), Julien Fouquau (2009)¹⁴ : Ils examinent les relations de court terme entre les prix du pétrole et les marchés boursiers du CCG. Pour tenir compte du fait que les marchés boursiers peuvent répondre de manière non linéaire aux chocs des prix du pétrole, les auteurs ont examiné les relations linéaires et non linéaires. Les résultats montrent qu'il existe des liens significatifs entre les deux variables au Qatar, à Oman et aux EAU. Ainsi, les marchés boursiers de ces pays réagissent positivement à la hausse des prix du pétrole. Pour Bahreïn, le Koweït et l'Arabie Saoudite, Il est constaté que les changements de prix du pétrole n'affectaient pas les rendements boursiers.

1.2.6. Mohamed El Hedi Aroui, Christophe Rault (2010)¹⁵ utilisent les techniques récentes de cointégration en panel et la méthode d'estimation SUR pour tester l'existence d'une relation de long terme entre le prix du pétrole et le cours des actions dans les pays du Conseil de Coopération du Golfe (CCG). Ces pays étant des acteurs majeurs du marché

¹¹ Mohamed El Hédi Aroui, Christophe Rault « Les effets des fluctuations du prix du pétrole sur les marchés boursiers dans les pays du Golfe », *Revue économique* 2010/5 (Vol. 61)

¹² *Idem*

¹³ Mohamed El Hédi Aroui, Christophe Rault « Les effets des fluctuations du prix du pétrole sur les marchés boursiers dans les pays du Golfe », *Revue économique* 2010/5 (Vol. 61)

¹⁴ Mohamed El Hedi Aroui (LEO), Julien Fouquau (2009) "On the short-term influence of oil price changes on stock markets in GCC countries: linear and nonlinear analyses"

¹⁵ Mohamed El Hedi Aroui, Christophe Rault (2010) *Les effets des fluctuations du prix du pétrole sur les marchés boursiers dans les pays du Golfe*. <https://hal.archives-ouvertes.fr/hal-00507825>

mondial de l'énergie, leurs marchés boursiers devraient être sensibles aux chocs affectant le prix du pétrole. En utilisant une base de données mensuelles couvrant la période allant de janvier 1996 à décembre 2007, notre étude met en évidence, d'une part l'existence d'une relation de cointégration entre le prix du pétrole et le cours des actions dans les pays du CCG, d'autre part, les estimations SUR indiquent que les augmentations du prix du pétrole ont un impact positif sur les rentabilités boursières, sauf en Arabie Saoudite.

1.2.7. Arouri, Lahiani et Nguyen (Arouri, Lahiani et Nguyen, 2011)¹⁶ : Ils ont montré l'existence de liens substantiels de rendement et de volatilité entre les cours du pétrole et les marchés boursiers des pays du Conseil de coopération du Golfe (CCG).

Arouri, Lahiani et Nguyen ont appliqué un modèle VAR-GARCH bivarié pour examiner l'interdépendance entre les prix du pétrole et les marchés boursiers. Bien que les résultats ne soient pas cohérents pour tous les pays du CCG, les changements de prix du pétrole ont eu une incidence significative et positive sur les marchés boursiers du CCG. (Arouri, Lahiani et Nguyen 2011)

1.2.8. Salah A. Nusair et Jamal A. Al-Khasawneh (2017)¹⁷ :Ceux-ci ont examiné les effets des chocs pétroliers sur les rendements boursiers des pays du Conseil de coopération du Golfe. La méthode empirique utilisée est l'analyse de régression quantile permettant d'identifier les ruptures structurelles et l'asymétrie en différenciant les changements positifs et négatifs du prix du pétrole. Contrairement à l'analyse MCO, la régression quantile permet aux estimations de coefficient de varier tout au long de la distribution de la variable dépendante, ce qui fournit une image complète de la relation entre les variables explicatives et la variable dépendante. Les résultats suggèrent que les estimations des coefficients n'ont pas été constantes tout au long de la distribution des rendements boursiers; que les chocs pétroliers ont des effets asymétriques sur les rendements boursiers; et que les effets des chocs pétroliers sur les rendements boursiers sont influencés par les conditions du marché boursier. Dans

¹⁶Arouri, M.E.H., Lahiani, A. and Nguyen, D.K. (2011) *Return and Volatility Transmission between World Oil Prices and Stock Markets of the GCC Countries. Economic Modelling*,

¹⁷Nusair, S.A. & Al-Khasawneh, J.A. *Econ Change Restruct* (2017), "Oil price shocks and stock market returns of the GCC countries: empirical evidence from quantile regression analysis".

l'ensemble, les résultats suggèrent que la hausse des prix du pétrole augmente les rendements boursiers uniquement lorsque les marchés boursiers sont haussiers (quantiles élevés) et normaux (quantiles moyens), et que les baisses des prix du pétrole réduisent les rendements boursiers (quantiles moyens). Cela suggère que les marchés pétrolier et boursier sont plus susceptibles de se développer ensemble ou de s'écraser ensemble.

1.2.9. Sunil K. Mohanty, Joseph Onochie Abdulrahman F. Alshehri (2017)¹⁸ : Ces auteurs analysent l'impact des chocs pétroliers sur les rendements des marchés boursiers en Arabie saoudite en utilisant les données du marché boursier au niveau du pays ainsi que de l'industrie. Ils constatent que la relation entre les variations des prix du pétrole et les rendements des actions est positive et significative au niveau du pays et au niveau de l'industrie. Les résultats montrent que les prix du pétrole ont des effets asymétriques sur les rendements boursiers pour 4 secteurs industriels sur 15 (p. Ex., L'hôtellerie et le tourisme, l'assurance, le multi-investissement et la pétrochimie). Ces résultats ont des implications importantes pour les investisseurs, les gestionnaires de portefeuille, les décideurs et les directeurs financiers.

Comme le montre cette section, il eut, au préalable, plusieurs recherches approfondies sur l'influence du prix du pétrole sur les marchés boursiers. Dans la littérature examinée, la méthode appliquée diffère d'une approche à une autre. Tout d'abord, il existe des divergences dans les méthodes statistiques appliquées, notamment dans l'ensemble de données, dans les fréquences de séries chronologiques ainsi que dans les périodes analysées. Nous avons tout aussi observé que les caractéristiques des marchés boursiers de multiples pays peuvent être diverses, compte tenu des secteurs qui sont le plus largement représentés ou des actions qui ont le volume d'échange le plus élevé.

Section 02 : Le lien entre le prix du pétrole et le secteur financier

2.1. Les canaux de transmission

De nombreux travaux (Kinda *et al*, 2016) ont montré que la croissance du PIB, les résultats budgétaires, le niveau de l'épargne et le montant de la dette en devises sont les

¹⁸Mohanty, S.K., Onochie, J. & Alshehri, A.F. *Rev Quant Finan Acc* (2017) *Asymmetric effects of oil shocks on stock market returns in Saudi Arabia: evidence from industry level analysis*".

principaux canaux de transmission au secteur financier des chocs des prix des produits de base.

Selon les études du FMI, la baisse des prix du pétrole freine la croissance et porte atteinte à la solidité du secteur financier, affectant notamment les créances en souffrance¹⁹ et l'adéquation des fonds propres²⁰. Après une baisse considérable des prix du pétrole, des facteurs comme la hausse du chômage et des taux d'intérêt réels ont tendance à réduire les bénéfices des banques et la qualité des actifs. Ces effets négatifs sont atténués par la solidité du cadre institutionnel, le développement financier ainsi que par la qualité des cadres de réglementation et de supervision. Kinda et al. (2016) ont constaté que des chocs négatifs sur les prix tendent à affaiblir le secteur financier et à augmenter l'éventualité de crises bancaires. Les dommages pour le secteur financier se manifestent par :

- une augmentation des créances en souffrance : une dégradation de la qualité des actifs du secteur bancaire dans les pays de la CEMAC a été constatée après le choc pétrolier de 2014. le nombre de créances en souffrance a augmenté. Au Gabon, des observations à haute fréquence de 2010 à février 2015 indiquent une corrélation négative entre les variations des prix du pétrole et le ratio des créances en souffrance.²¹
- une baisse de la rentabilité : Au quatrième trimestre de 2014, la rentabilité des banques a diminué de 22 % dans les pays de la CEMAC
- une contraction des fonds propres et une réduction de la liquidité. Les fonds propres et le niveau de la liquidité, dans les pays de la CEMAC, ont enregistré avec une légère baisse ponctuelle observée en décembre 2014

Les effets négatifs des chocs des prix pétroliers sont plus prononcés dans les pays qui présentent les caractéristiques suivantes : exportations peu diversifiées, faible gouvernance, amortisseurs budgétaires limités, système financier peu profond et cadre macro- prudentiel déficient. L'incidence d'une baisse des prix des produits de base dépend des liens macro-financiers propres à une économie; il s'agit en particulier des liens entre les secteurs pétrolier

¹⁹ FMI le 5 février 2016 document préparé par gorzalo salinage GABON p11

²⁰ Idem

²¹ Idem

et bancaire ou de la manière dont une réduction des recettes publiques influent sur les bilans des banques commerciales.²²

Selon l'étude du FMI(2016) menée sur le Gabon, les chocs des prix du pétrole ont influencé sur l'équilibre du secteur financier par les canaux des dépenses publiques et de l'activité économique. « Le système financier du Gabon est profondément lié aux opérations de l'Etat, ce qui augmente les effets budgétaire et l'exposition des banques aux chocs des prix du pétrole. D'une part, quand un tel choc se produit, la baisse des recettes pétrolières et la dégradation du solde budgétaire limitent la capacité de l'État à honorer le service de sa dette et peuvent l'obliger à accumuler des arriérés de paiement vis-à-vis des fournisseurs ou des entrepreneurs qui exécutent les projets publics. »... « D'autre part, en raison de l'importance du secteur public et du poids de sa masse salariale, les banques sont exposées indirectement aux activités du secteur par leurs crédits aux agents publics ou aux salariés des entreprises qui contractent avec les administrations, de même, un fléchissement des recettes budgétaires pourrait aussi amener l'État ou les entités du secteur public à réduire leurs dépôts auprès du système bancaire pour financer des déficits croissants, ce qui créerait un risque de financement pour les banques commerciales. Le canal des dépenses publiques peut donc déclencher un cercle vicieux, par lequel une faible activité économique réduit les bénéfices des entreprises et les revenus des ménages, de même que leur capacité à rembourser leurs dettes.

La progression du crédit s'est sensiblement ralentie (passant de 20 % en 2013 à 4 % en 2014), une contraction de 5,7 % en 2015 laisse penser que l'économie réelle et le secteur des administrations ont évolué défavorablement après la baisse des prix du pétrole. L'expansion du crédit a été freinée d'une part par la dégradation de la qualité des actifs et la faiblesse de la demande, et la réduction des investissements des compagnies pétrolières d'autre part. Les secteurs les plus touchés ont été les activités primaires, les industries extractives, le BTP, le commerce, le tourisme et le logement, tous liés au canal des dépenses publiques.

L'économie du Gabon étant peu diversifiée, la distribution sectorielle des crédits se caractérise par une forte concentration, les secteurs les plus liés aux administrations connaissent habituellement la baisse la plus forte de crédits octroyés et la hausse la plus marquée des créances en souffrance, ce qui peut s'expliquer par la difficulté qu'éprouvent les administrations à assurer le service de leur dette. Le net ralentissement de l'activité

²²FMI le 5février 2016 document préparé par gorzalo salinage GABON p11.

économique, corrélé à un recul du crédit interne, a probablement entamé les bénéfices des banques gabonaises mettant en péril la stabilité financière.

Au Gabon, comme dans les autres pays de la CEMAC, les financements bancaires internes à court et à moyen terme représentent l'essentiel du crédit interne (16 et 52 % du total). De plus, le financement à moyen terme semble relativement plus important que ce que l'on observe généralement dans les pays à faible revenu (PFR). La proportion du financement à long terme est extrêmement faible (2,2 % en 2015). La dépendance de l'économie à l'égard des financements à court et moyen terme indique aussi l'existence de risques de refinancement significatifs, ce qui aggrave la vulnérabilité du pays à des chocs durables.

2.2. Quelques études empiriques portant sur la relation du prix du pétrole et le secteur financier

Dans cette sous section, on présentera quelques études menées sur l'impact des Fluctuations des prix du pétrole sur le secteur financier :

2.2.1. Dans leur article intitulé « *oil price and the development of financial intermediation in developing oil-exporting countries* », **Chinazaekpere Nwani at al.**(2015)²³ examine la relation entre le prix du pétrole et le développement des intermédiaires du secteur financier au Nigeria sur la période 1975-2011, en utilisant l'approche du décalage distribué autorégressif pour l'analyse de la cointégration « *autoregressive distributed lag approach to cointegration analysis* ». Quatre mesures de développement des intermédiaires financiers sont utilisées, y compris un indice de développement des intermédiaires financiers construit à partir de trois indicateurs du développement des intermédiaires financiers en utilisant l'analyse en composantes principales. Les résultats montrent que le prix du pétrole est un facteur clé du développement des intermédiaires financiers au Nigeria. Une relation à long terme positive et significative entre le développement des intermédiaires financiers et le prix du pétrole coexiste avec une relation négative à court terme. Les résultats montrent que même si la croissance économique, l'inflation et l'ouverture commerciale sont contrôlées, le prix du pétrole brut a encore une influence significative sur le développement de l'intermédiation financière au Nigeria. Les résultats de cette étude ont des implications politiques importantes

²³Nwani, Chinazaekpere; Iheanacho, Eugene; Okogbue, Chijioko (2016) : "Oil price and the development of financial intermediation in developing oil-exporting countries", Disponible à <https://www.cogentoa.com/article/10.1080/23322039.2016.1185237.pdf>

pour le développement des intermédiaires financiers au Nigeria et dans d'autres pays en développement exportateurs de pétrole.

2.2.2. Poghosyan et Hesse et al. (2009) dans leur article intitulé «*Oil Prices and bank profitability: Evidence from major oil-exporting countries in the Middle East and North Africa*»²⁴ étudient empiriquement la relation entre les chocs pétroliers et la performance des banques dans les pays MENA (Algérie, Bahreïn, Iran, Koweït, Libye, Oman, Qatar, Arabie Saoudite, Soudan, Emirats Arabes Unis et Yémen) en utilisant des données sur 145 banques dans les 11 pays précédemment cités pour la période 1994-2008 à travers la méthode de panel dynamique. , ils testent des hypothèses sur les effets directs et indirects des chocs des prix du pétrole sur la rentabilité des banques. Les résultats indiquent que les chocs pétroliers ont un effet indirect sur la rentabilité des banques, canalisé par les variables macroéconomiques et institutionnelles spécifiques au pays, tandis que l'effet direct est insignifiant. Les banques d'investissement semblent être les plus touchées par rapport aux banques islamiques et commerciales. Les résultats soulignent les implications systémiques des chocs des prix du pétrole sur la performance des banques et soulignent leur importance pour la régulation macro prudentielle dans les pays de la région MENA.

En utilisant l'estimation des moindres carrés ordinaires, Chengcheng Xu et Bingqing Xie (2015)²⁵ analyse l'impact des prix du pétrole sur la rentabilité des banques au Canada. Ils ont utilisé des données sur 10 banques publiques de 1995 à 2015. Les déterminants de la rentabilité incluent des caractéristiques propres aux banques et des facteurs macroéconomiques. Ils analysent séparément comment les banques réagissent à deux baisses spectaculaires au cours de ces 20 années. Les auteurs constatent qu'il existe une relation significativement positive entre le prix du pétrole et la rentabilité des banques au début de la période, mais aucune preuve ne montre qu'ils ont des relations au cours des dernières années. Cette preuve montre que les banques canadiennes ont pris des mesures pour se couvrir contre le risque de baisse des prix du pétrole.

²⁴ Poghosyan, Tigran ; Hesse, Heiko (2009) "Oil Prices and Bank Profitability: Evidence from Major Oil-Exporting Countries in the Middle East and North Africa", IMF, Working Paper No. 09/220, Disponible à <http://www.imf.org/external/pubs/ft/wp/2009/wp09220.pdf>

²⁵ "The impact of oil price on bank profitability in Canada"

Dans cette étude « the impact of oil prices on the banking system in the GCC »²⁶, deux modèles empiriques des liens entre les mouvements des prix du pétrole et les évolutions financières dans le CCG. En utilisant une gamme d'approche de modèle de panel multivariées, y compris une approche d'autorégression de vecteur, ils ont trouvé de fortes preuves empiriques des boucles de rétroaction entre les mouvements des prix du pétrole, les²⁷ bilans des banques et les prix des actifs. Ces preuves suggèrent également que le capital bancaire et le provisionnement se sont comportés contra cyclique à travers le cycle.

Section 03 : La relation entre le prix du pétrole et le taux de change

On appelle taux de change la valeur d'une monnaie nationale ou devise par rapport à celle d'un autre pays. Il représente la quantité d'une devise étrangère que l'on peut acquérir avec une unité d'une autre monnaie.

3.1. Les Canaux de transmission

Les liens théoriques entre les prix du pétrole et le taux de change sont bien ancrés dans la littérature académique. La littérature a établi deux voies par lesquelles les prix du pétrole peuvent affecter les taux de change (Bénassy-Quéré et al.²⁸, 2007, Beckman et Czudaj, 2013). Le premier canal est appelé «canal des termes de l'échange». Le modèle comprend deux secteurs: un secteur des biens échangeables et un secteur des biens non échangeables; et les deux secteurs ont deux entrées: un intrant commercialisable qui est le pétrole et un intrant non commercialisable qui est le travail. Selon Bénassy Quéré et al. (2007) cité dans Fowowe, (2014), si l'on suppose que les prix des biens échangeables et non échangeables peuvent changer suite à la hausse des prix du pétrole (tout en maintenant la loi d'un prix dans le secteur des biens échangeables), qu'une hausse du prix du pétrole peut entraîner une appréciation ou une dépréciation du taux de change. Plus précisément, l'effet d'une telle hausse du prix du pétrole dépendra de l'intensité du pétrole des deux secteurs dans le pays. Dans une situation où le secteur non commercial est plus énergivore que le secteur

²⁶ “ The Impact of Oil Prices on the Banking System in the GCC “Prepared by Padamja Khandelwal, Ken Miyajima, and Andre Santos Authorized for distribution by Tim Callen

²⁷ “ The Impact of Oil Prices on the Banking System in the GCC “Prepared by Padamja Khandelwal, Ken Miyajima, and Andre Santos Authorized for distribution by Tim Callen

²⁸ Bénassy- Quéré, A., Mignon, V., and Penot, A. (2007). China and the relationship between the oil price and the dollar. *Energy Policy*, 35(11), 5795-5805.

commercial, son prix à la production et le taux de change réel augmenteront. Inversement, si le secteur non échangeable consomme moins d'énergie, le taux de change se dépréciera.

Le second canal est le « canal de transmission de la richesse », ce qui est dérivé du travail de Krugman (1980)²⁹ où l'attention est placée sur la balance des paiements (Bénassy-Quéré et al, 2007; Beckman et Czudaj, 2013). Dans ce cas, l'analyse est centrée sur le secteur des biens échangeables et sur les choix de portefeuilles internationaux. Lorsque le prix du pétrole augmente, cela se traduit par un transfert de richesse des pays importateurs de pétrole vers les pays exportateurs de pétrole. D'ordinaire, cela entraînera une appréciation du taux de change du pays exportateur de pétrole et une dépréciation du taux de change du pays importateur de pétrole.

Krugman (1980)³⁰ est allé plus loin et a montré que l'effet d'une telle hausse du prix du pétrole sur le taux de change serait déterminé par deux facteurs: (i) la distribution des importations de pétrole entre les importateurs de pétrole; et (ii) sur les préférences de portefeuille des importateurs de pétrole et des exportateurs de pétrole. Si l'OPEP importe plus de biens des pays industrialisés en raison de la richesse provenant de la hausse des prix du pétrole, la direction du changement du taux de change dépendra des pays d'où l'OPEP importe. Si ces importations de l'OPEP proviennent de pays autres que les États-Unis, le dollar américain s'appréciera à court terme mais pas à long terme.

Ainsi, au fur et à mesure que le prix du pétrole augmente, on s'attend à ce que l'économie exportatrice de pétrole augmente les recettes et ait un effet négatif sur les économies importatrices de pétrole. Un effet similaire pourrait être observé lorsque les prix du pétrole diminuent.

3.2 La revue de la littérature empirique

Nous pouvons trouver de nombreux travaux dans la littérature existante concernant la cohérence entre les prix du pétrole et les taux de change, mais une forme exacte de la relation reste indéfinie.

Certaines études empiriques qui ont examiné l'effet du changement dans le prix du pétrole sur le taux de change réel se basent sur un modèle d'équilibre général tel que ceux

²⁹Bénassy-Quéré et al, 2007; Beckman et Czudaj, 2013

³⁰Bénassy-Quéré et al., 2007, page 5796 citée dans (Fowowe, 2014)

développés par plusieurs auteurs (**Ereceg, Bodenstein et Guerrieri (2007)**, **Sill et Leduc (2001)** et **Golub (1983)**)

3.2.1. Golub (1983), a étudié l'effet d'une augmentation du prix du pétrole sur le taux de change pour plusieurs pays, à savoir les pays de l'OPEP, les Etats unis et les pays de l'Europe on se basant sur un modèle théorique. Le modèle se base sur l'effet de transfert de la richesse entre pays importateurs et exportateurs de pétrole suite à un choc pétrolier et les implications de ce transfert de richesse sur l'équilibre du portefeuille. En fait, la réponse du taux de change vis-à-vis du choc pétrolier entre le premier et le second choc des années soixante-dix est très variables.

3.2.2. Bodenstein etGuerrieri (2007), ont examiné également l'effet d'une augmentation du prix de pétrole sur le taux de change. Un model d'équilibre générale est mis en place les auteurs ont fait une distinction entre marché financier complet et marché financier incomplet.Ils ont utilisée deux pays dans ce model qui permet l'identification des dispositifs structuraux de l'économie qui influence la réponse du taux de change vis-à-vis le choc pétrolier .Les réponses théoriques différent selon la structure de partage de risque du marché financier.

Les études empiriques se basent sur l'approche de cointégration celles que les travaux de **Amano et Van Norden (1995)**, **Chaudhuri et Daniel (1998)**.Soit sur les vecteurs autorégressifs (VAR) (**Jiménez-Rodriguez etSanches (2004)**).

3.2.3. Les travaux de **Chaudhuri et Daniel (1998)** sur les 16 pays de l'OCDE, en utilisant le test de cointégration et le test de causalité, montrent que le comportement non stationnaire du taux de change du dollar américain est dû au comportement non stationnaire des prix réels du pétrole.

3.2.4. Amano et Van Norden (1995), examinent la relation entre le prix du pétrole et le taux de change réel des Etats Unis, du Japon et de l'Allemagne, en utilisant le test de cointégration afin de vérifier l'existence d'une relation stationnaire.Les données utilisé sont mensuelles et couvre la période entre 1975 et 1993. Les auteurs sont arrivés à la conclusion d'une cointégration et causalité significative avec le test de Grenger pour les trois pays. Ceci implique que les déviations de long terme du prix du pétrole affectent significativement le taux de change mais n'affectent pas d'une manière significative les prix domestiques.

3.2.5. Jiménez-Rodriguez et Sanches (2004), ont examiné empiriquement l'effet d'un choc pétrolier sur le taux de change réel de plusieurs pays industrialisé de l'OCDE tout en

faisant la distinction entre pays importateurs et exportateurs. Avec l'estimation du modèle VAR multivarié en utilisant un modèle linéaire et non linéaire. Ils ont conclu que pour les pays exportateurs de pétrole les résultats sont divergents suite à une augmentation du prix du pétrole, et pour les pays importateurs les résultats sont ambigus et peu concluants.

3.3. La relation de prix du pétrole et le taux d'intérêt, et les variables monétaires

Les hausses des prix du pétrole impliquent un dilemme pour les décideurs en termes d'accord entre la production réelle et l'inflation plus élevée. Dans la littérature empirique sur la relation prix de pétrole et la macroéconomie, il y a différents volets de la recherche. Certaines études, mettant clairement l'accent sur l'inflation, mettent en œuvre des cadres de courbe de Phillips augmentés pour estimer la répercussion des prix du pétrole sur les prix généraux³¹. Reconnaisant que la transmission est un phénomène d'équilibre général, d'autres ont adopté une approche méthodologique différente et des autorégressions vectorielles estimées (VAR).³²

Un certain nombre d'auteurs ont examiné le lien entre les prix de pétrole et la politique monétaire. **Bernanke, Gertler et Watson (1997)** utilisent le modèle VAR standard et modifiés. Ils constatent qu'une partie importante de l'effet des chocs pétroliers sur l'économie³³ ne résulte pas de la variation des prix du pétrole, en soi, mais de la réaction de la politique monétaire à une inflation accrue. **Hamilton et Herrera (2004)** contestent directement ce résultat en mettant au point des lacunes dans la méthodologie.

3.3.1. Barsky et Kilian (2002) montrent que les changements mondiaux dans les régimes de politique monétaire dans les années 1970 ont provoqué des changements dans la croissance économique réelle et l'inflation, et donc dans le prix réel du pétrole. En 2004, ils montrent que les prix du pétrole sont endogènes par rapport aux conditions macroéconomiques américaines et mondiales. Ils ont également montré que le comportement des prix des produits de base est étroitement lié aux conditions monétaires mondiales.

³¹ Voir les travaux de Hooker (2002), LeBlanc et Chinn (2004), De Gregorio, Landerretche et Neilson (2007), Van den Noord et André (2007) et Chen (2009).

³² Voir les travaux Hamilton (1983), Burbidge et Harrison (1984), Mork (1989), Hooker (1996), Federer (1996), Edelstein et Kilian (2007) et Gronwald (2009).

³³ Ronald RATTI, Joaquin VESPIGNANI, (2016) « Oil Prices and Global Factor Macroeconomic Variables » *Energy Economics* Volume 59, September 2016, Pages 198-212 Reicher P C (2010) *The relationship between oil prices and long-term interest rates* Kiel Working Paper No. 1637 | July 2010

3.3.2. En 2008, Blanchard et Galí appliquent les techniques VAR structurel afin d'évaluer la différence entre les effets des chocs pétroliers sur la croissance du PIB et l'inflation dans les années 2000 et 1970. Ils estiment les VAR multivariés pour les États-Unis, la France, l'Allemagne, le Royaume-Uni, l'Italie et le Japon et les VAR bivariés pour une analyse plus détaillée des États-Unis. Ils ont trouvé une différence significative pour les effets sur l'inflation et la production, expliqué par une diminution des rigidités des salaires réels, la crédibilité accrue de la politique monétaire et la diminution de la part du pétrole dans la consommation et la production

3.3.3. Kilian et Lewis (2009) modifient le modèle VAR utilisé par **Bernanke, Gertler et Watson (1997)**. Ils constatent qu'il n'y a pas de preuve de réponses systématiques de la politique monétaire aux chocs des prix du pétrole après 1987, mais que cette constatation est peu susceptible d'être expliquée par la réduction des rigidités des salaires réels.

3.3.4. Reicher P C (2010)³⁴ ajoute des restrictions à long terme au modèle VAR et traite l'inflation et les taux d'intérêt nominaux comme partageant une tendance commune à long terme. Il estime le modèle VAR à sept variables pour l'économie américaine sur des données d'après-guerre en utilisant des restrictions à long terme, en tenant compte des variations des taux d'intérêt à long terme et des anticipations d'inflation. Cela permet d'étudier spécifiquement s'il existe un lien entre les variations du prix du pétrole et les variations du taux d'intérêt nominal à long terme, qui sert d'indicateur des anticipations d'inflation à long terme. Cela permet également de faire face à la non-stationnarité. Il constate une forte relation entre les taux d'intérêt à long terme et les prix du pétrole pendant toute la période d'après-guerre, surtout si l'on est d'avis que les choix de politique monétaire non liés au prix du pétrole déterminent principalement les taux d'inflation à long terme. L'ampleur observée de cette relation est encore un peu un casse-tête, mais cette découverte remet en question les techniques d'identification communément utilisées pour identifier les chocs pétroliers.

3.3.5. Belke, Bordon et Hendricks (2010)³⁵ constatent que la causalité entre les agrégats monétaires mondiaux et les prix du pétrole est bilatérale. La littérature montre clairement que lorsqu'on considère le prix mondial du pétrole, il est nécessaire de considérer l'influence des

³⁴Reicher P C (2010) *The relationship between oil prices and long-term interest rates* Kiel Working Paper No. 1637 / July 2010

³⁵Belke A., I.G Bordon and T.W Hendricks (2010b): *Global liquidity and commodity price dynamics*, DIW Discussion paper 898.

variables globales, y compris les variables qui reflètent l'orientation de la politique monétaire dans les principaux pays développés et en développement.

3.3.6. Bodenstein, Guerrieri et Kilian (2012) développent un modèle DSGE et affirment que la causalité va du marché pétrolier à la politique monétaire ainsi que des changements de politique monétaire à l'offre et la demande de pétrole sur les marchés mondiaux.

3.3.7. L'article de **Ratti et Vespignani (2016)** intitulé « *Oil Prices and Global Factor Macroeconomic Variables* »²⁷ étudie la relation entre les prix du pétrole, la production mondiale, les prix, le taux d'intérêt directeur de la banque centrale et les agrégats monétaires avec un modèle à correction d'erreur augmenté de facteurs globaux. Ce travail contribue à la littérature en fournissant des faits stylisés sur l'interaction entre les prix du pétrole et les variables macroéconomiques globales augmentées de facteurs, y compris les taux d'intérêt agrégés de la banque centrale et la liquidité. Le modèle utilisé capture la dynamique de l'information fournie par de nombreuses variables à l'analyse de l'interaction à court et à long terme du prix mondial du pétrole, de la production réelle globale, de l'IPC global et du taux d'intérêt global. Les facteurs globaux sont estimés en utilisant les techniques des composantes principales appliquées aux taux d'intérêt, la production réelle entre les pays, et l'IPC entre les pays, respectivement. Les auteurs confirment les relations stylisées suivantes :

- conformément à la théorie quantitative de la monnaie, au niveau global, la monnaie, la production et les prix sont cointégrés.
- l'innovation positive dans le prix mondial du pétrole est liée au resserrement global des taux d'intérêt.
- l'innovation positive dans la monnaie mondiale, le niveau des prix et la production sont liés à une augmentation des prix du pétrole.
- les innovations positives du taux d'intérêt mondial sont associées à une baisse des prix du pétrole.
- des chocs positifs sur le dollar américain pondéré en fonction des échanges sont liés à des réductions du prix du pétrole.
- les États-Unis, la zone euro et la Chine sont les principaux moteurs des facteurs macroéconomiques mondiaux.

Pour conclure, comme nous avons pu le constater au cours de ce chapitre, à travers les études menés par multiples auteurs renommés en ce qui concerne le secteur économique, monétaire et financier, ils ont pu démontrer que le lien des prix du pétrole et les variables monétaires et financières est un lien de causalité absolu.

En outre, les prix du pétrole ont aussi une incidence directe sur secteur financier, du fait qu'une baisse considérable de ces derniers ralentit considérablement la croissance du PIB d'un pays et porte atteinte à la rigidité du secteur tout entier entraînant une hausse significative du taux d'intérêt résultant de la baisse des recettes du secteur bancaire d'où découle une hausse inévitable du taux du chômage.

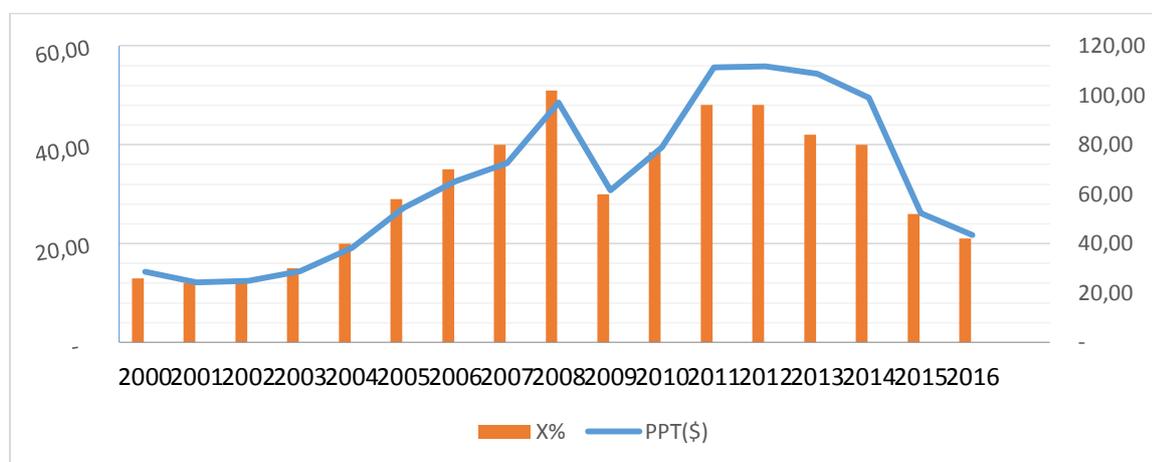
Les hydrocarbures occupent depuis des décennies une place primordiale dans le développement économique des pays producteurs. Cependant, l'économie est modérée par des variables macroéconomiques qui sont tout le temps en mouvement. Ce chapitre est structuré en trois sections, nous allons nous intéresser dans la première à l'étude de L'évolution comparée des variables financière et monétaires et les prix du pétrole. la deuxième sera consacrée à la politique monétaire et politique de change pour finir au secteur financier en Algérie dans la troisième section.

Section 01 : Le lien entre les prix de pétrole et les variables monétaires et financières

- Les variables réelles

1. l'impact des exportations sur les prix du pétrole.

Figure n° 1 : l'impact des exportations sur les prix du pétrole.



Source : Etablie à partir des données de l'ONS.

Le graphe ci-dessus démontre l'évolution des exportations en rapport avec l'évolution des prix du pétrole qui reste en mouvement d'augmentation au long des années 2000 jusqu'à 2008 ce qui s'explique par la hausse considérable du prix du baril et aussi par la part que le pétrole détient parmi les vente (97.58% du volume global des exportations)³⁶.

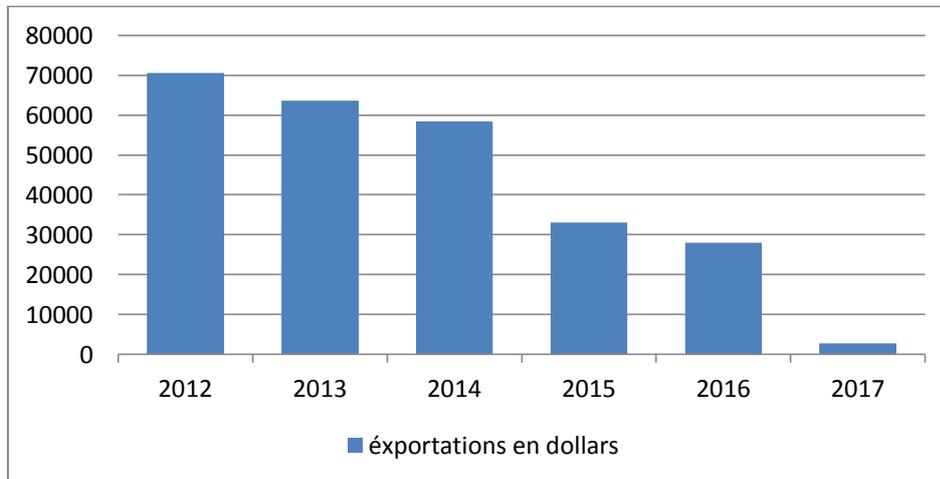
Puis une baisse se fait remarquer en 2009 cela est essentiellement du au contre choc pétrolier qui a causé une baisse du cours du baril. Ensuite la hausse reprend son cours a partir de 2010 jusqu'à 2011 pour se stabiliser pendant les années 2011 allant jusqu'à 2014 ou la

³⁶ Haoua K. l'impact des fluctuations des prix di pétrole sur les indicateurs économique en Algérie, mémoire de magister en sciences économique, université de Mouloud Mammeri Tizi ousou 2012, p66.

baisse fut remarquable et causée par le retour du choc pétrolier 2014 qui a baissé les prix du pétrole à une forte cadence.

2. L'évolution des exportations d'hydrocarbure en Algérie, 2012,2017 en dollar courant.

Figure n°2 : L'évolution des exportations d'hydrocarbure en Algérie, 2012,2017 en dollar courant.

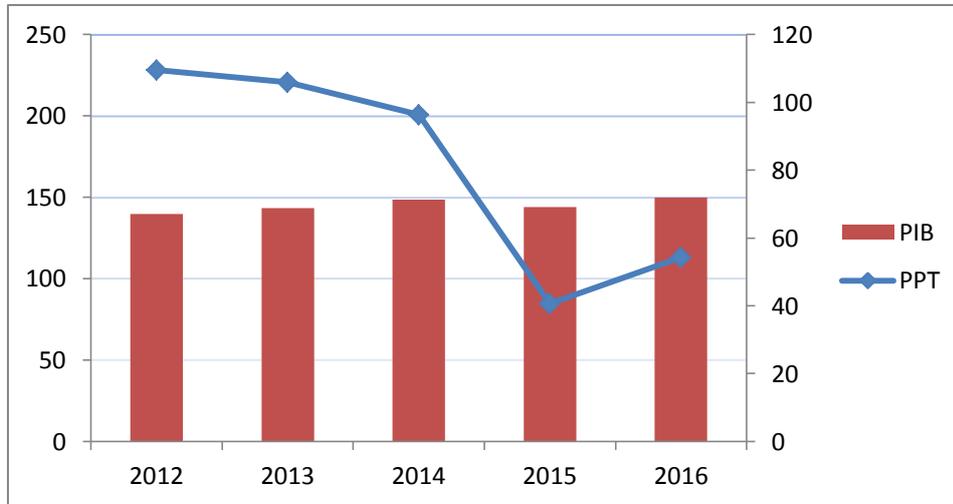


Source : office national des statistiques (ONS).

A travers ce graphique, on note clairement la baisse des recettes d'exportations en millions de dollars à partir de 2012 jusqu'à 2017. Pour toute l'année 2017 les prix exportations des hydrocarbures ont baissé de 2.88% pour s'établir à 108.48 millions de dollar contre 111.69 million de TEP en 2016. Ces diminutions des exportations en volume ont concerné beaucoup plus les hydrocarbures liquides que les hydrocarbures gazeux.

3. L'évolution du PIB par rapport aux prix du pétrole

Figure n°3 : L'évolution du PIB par rapport aux prix du pétrole.



Source : office national des statistiques (ONS).

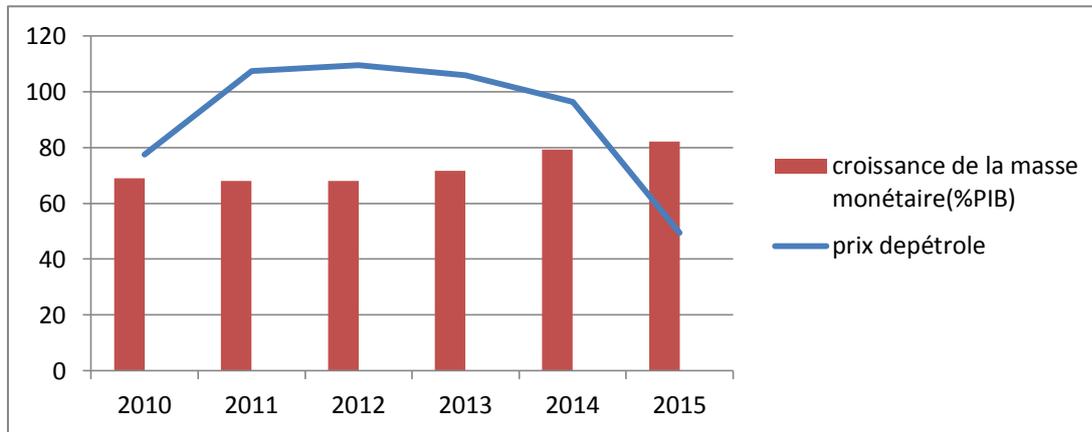
La figure ci-dessus montre la profonde fragilité de l'économie algérienne quant aux prix de pétrole, c'est le caractère rentier basé essentiellement sur la production et l'exportation des hydrocarbures qui domine. On constate que le PIB est stable entre 2012 et 2016 c'est la période du choc pétrolier. En effet les prix de pétrole ont connu une forte chute mais le produit intérieur a connu une légère fluctuation.

- **L'évolution comparée des variables financière et monétaires et les prix du pétrole**

On s'intéressera à l'évolution des macroéconomiques et monétaires

4. l'évolution de la masse monétaire par rapport aux prix du pétrole.

Figure n° 4 : l'évolution de la masse monétaire par rapport aux prix du pétrole.

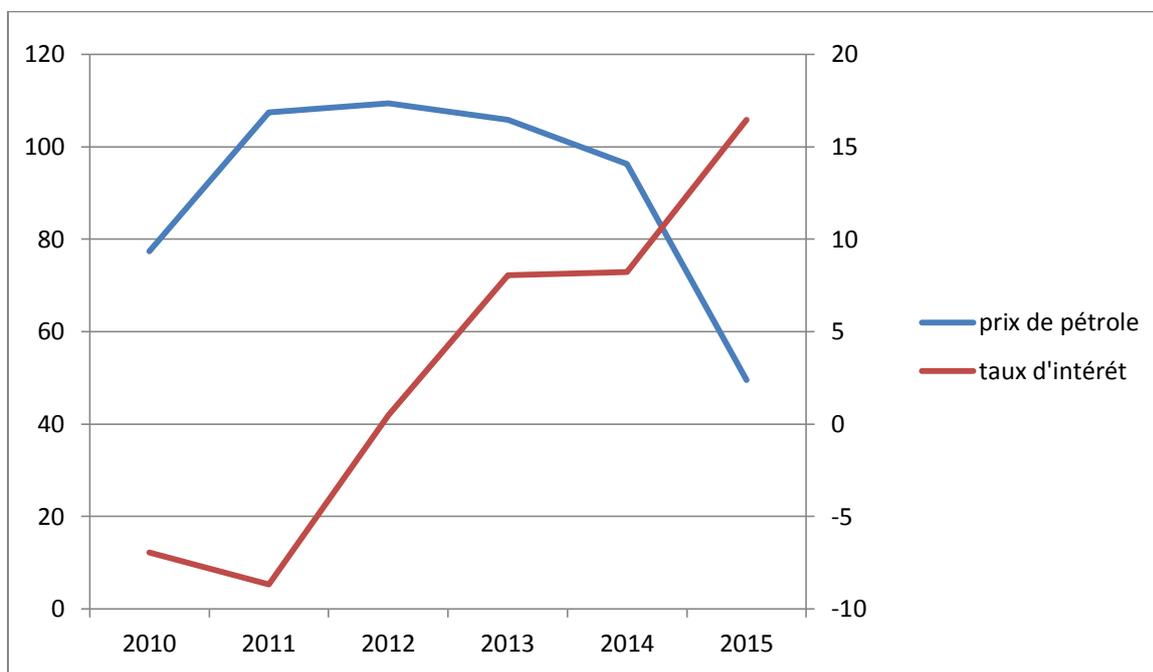


Source : office national des statistiques (ONS).

La figure ci-dessus montre que la masse monétaire est restée stable entre 2010 et 2012. Par contre les prix de pétrole ont augmenté. à partir de 2013 nous avons remarqué une baisse des prix de pétrole contre la croissance de la masse monétaire jusque 2015.

5. L'évolution du taux d'intérêt par rapport aux prix du pétrole.

Figure n° 5 : L'évolution du taux d'intérêt par rapport aux prix du pétrole.

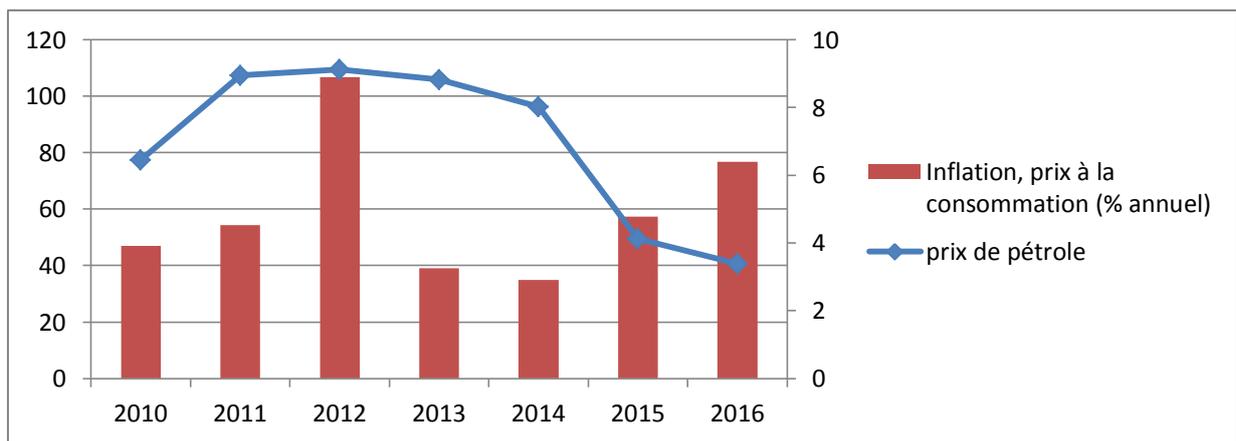


Source : la banque mondiale.

Comme l'indique la figure ci-dessus le taux d'intérêt évolue en amont avec l'évolution des prix du pétrole entre 2010 et 2011, à partir de 2012 le taux d'intérêt a connu une hausse en fonction des prix de pétrole qui diminuent et continuer avec pondération jusque 2015, cela explique que le taux d'intérêt couvre la chute des prix de pétrole on montre qu'il ya une corrélation.

6. L'évolution de l'inflation par rapport aux prix du pétrole

Figure n°6 : L'évolution de l'inflation par rapport aux prix du pétrole

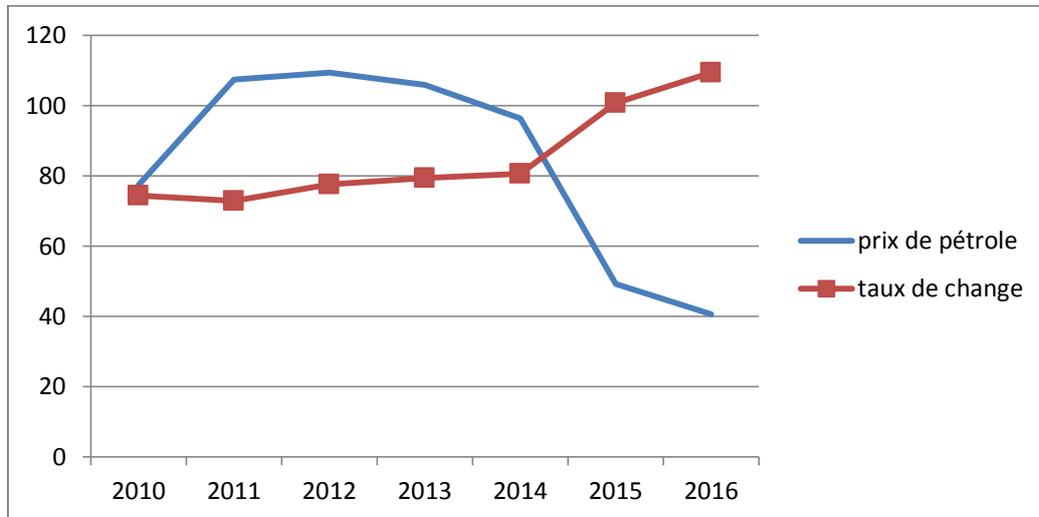


Source : office national des statistiques (ONS).

La figure démontre un accroissement du taux d'inflation de 2010 à 2012 en fonction des prix de pétrole, en fin 2012 le taux d'inflation commence à chuter, Après le choc, l'inflation a connu une hausse jusqu'à 2016.

7. L'évolution de taux de change par rapport aux prix du pétrole

Figure n°7 : L'évolution de taux de change par rapport aux prix du pétrole

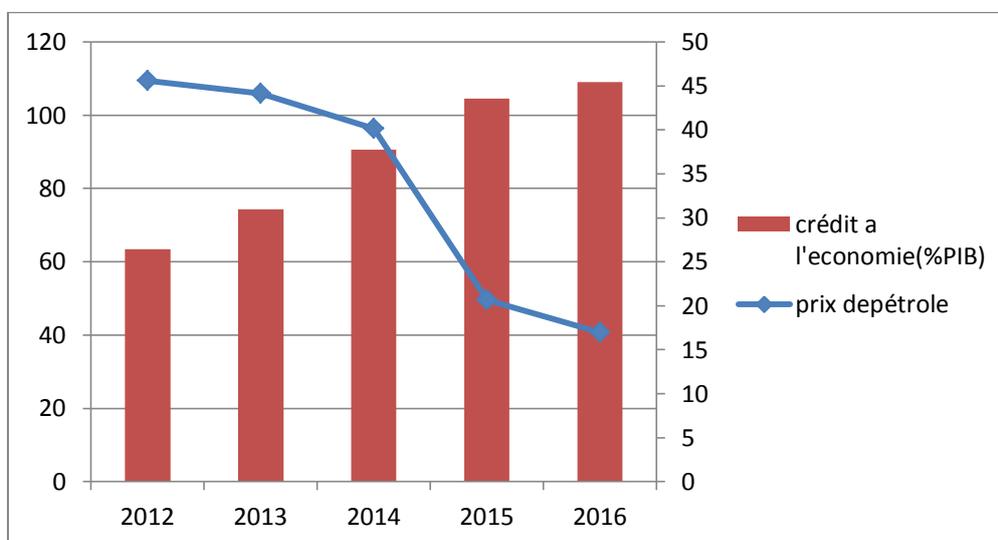


Source : office national des statistiques (ONS).

Nous remarquons une relation inverse entre le taux de change et les prix de pétrole de 2010 au 2016 malgré la baisse des prix de pétrole de 2011 aux 2014 années du choc pétrolier où se bouleverse l'univers économique marquant.

8. L'évolution du crédit intérieur par rapport aux prix du pétrole

Figure n°08: L'évolution du crédit intérieur par rapport aux prix du pétrole



Source : Office National des Statistique.

Le graphique indique une forte augmentation des crédits à l'économie de 2012 au 2016 malgré une baisse des prix de pétrole. Ca reflète exactement la politique de gouvernement en Algérie.

Section 02 : la politique monétaire et politique de change en Algérie

L'objectif de cette section est d'expliquer l'évolution de la conduite politique monétaire et de change en Algérie en mettant l'accent sur l'importance de l'évolution des prix de pétrole dans l'orientation de ces politiques.

1. la politique monétaire

La politique monétaire a pour principal objectif de faire en sorte que l'économie dispose des liquidités nécessaires à son bon fonctionnement et sa croissance équilibrée. La politique monétaire définie par la banque d'Algérie a pour objectif ultime la stabilité interne et externe de la monnaie nationale comme le stipule l'article 35 de l'ordonnance numéro 03-11 du 26 août 2010 modifiant et complétant l'ordonnance numéro 03-11 du 26 août 2003.

Pour lutter contre l'inflation, la Banque d'Algérie recoure à l'instrumentation monétaire contenue dans la politique monétaire tel qu'il est exprimé dans l'article 62 de la loi sur la monnaie et le crédit : « le conseil fixe les objectifs monétaires, notamment en matière d'évolution des agrégats monétaires et de crédit et arrête l'instrumentation monétaire ».

1.1 La conduite de la politique monétaire de 1999 à 2014

A la fin de 1999, la situation économique algérienne connaît une stabilisation macro financière importante, suite à la remontée des cours du prix du pétrole sur le marché pétrolier et qui est marquée par une hausse de l'agrégat avoirs extérieurs nets de la banque d'Algérie. Cet agrégat est retenu comme la principale source de la création monétaire en Algérie.

1.1.1. L'objectif final

L'objectif final de la politique monétaire a été défini dans la loi 90-10 relative à la monnaie et le crédit. Des aménagements ont été conçus à cette loi afin de la compléter et d'apporter des modifications, à savoir, la promulgation de l'ordonnance 03-11 du 26 Aout 2003 relative à monnaie et au crédit qui a redéfini les objectifs de la politique monétaire. L'alinéa 1 de l'article 35 de cette ordonnance stipule : « La banque d'Algérie a pour mission

de créer et de maintenir dans les domaines de la monnaie, du crédit et des changes, les conditions les plus favorables à un développement rapide de l'économie tout en veillant à la stabilité interne et externe de la monnaie »³⁷

Parmi les modifications apportées par cet article, celle qui se rapporte à l'objectif ultime de la stabilité des prix, entendu comme étant une progression limitée de l'indice des prix à la consommation³⁸

Avant 2003, la stratégie de la banque d'Algérie pour la lutte contre l'inflation n'était pas explicitement chiffrée. C'est le rapport de 2003 qui a annoncé l'objectif ciblé d'inflation : « l'objectif ultime de la politique monétaire exprimé en terme de stabilité à moyen terme des prix, à savoir une inflation inférieure à 3% a été atteint en 2003 »³⁹.

La banque d'Algérie a adopté depuis 2003, l'approche des règles pour la conduite de la politique monétaire en ciblant un niveau d'inflation plafonné à 3%, ce qui est une bonne chose surtout, dans la mesure où les agents économiques auront une bonne visibilité de l'avenir et seront par conséquent, à quoi s'en tenir. Cependant la banque d'Algérie tient son engagement pour gagner la confiance de ces agents⁴⁰

A partir de 2009, le conseil de la monnaie et du crédit a précisé une cible de 3% à 4% au cours de cette année, en raison du risque à la hausse de l'inflation importée. L'année 2011 fut la première année de conduite de la politique monétaire avec ciblage d'inflation, et ce après la réforme du cadre de la politique monétaire en 2010. Cependant, les objectifs quantitatifs en matière d'évolution des agrégats monétaires et de crédit ont été maintenus⁴¹

1.1.2. Les objectifs intermédiaires

Durant la période 1994-1998, les objectifs intermédiaires de la politique monétaire étaient représentés par l'agrégat avoir intérieur net de la Banque d'Algérie. Depuis 2001 et 2002, la monnaie de base a émergé comme l'objectif intermédiaire de la politique monétaire.

³⁷Ordonnance du 26 aout 2003, relative à la monnaie et au crédit, Art .35.

³⁸idem

³⁹ Idem page75

⁴⁰ILMANE M.C :« Regard sur la politique monétaire en Algérie », conseil national économique et social, Mai, 2005.

⁴¹Rapport de la banque d'Algérie pour l'année 2011, P131

L'alinéa 1 de l'article 62 de l'ordonnance de 2003 relative à la monnaie et au crédit stipule : « La définition, la conduite le suivi et l'évaluation de la politique monétaire, dans ce but le conseil fixe les objectifs monétaires, notamment en matière d'évolution des agrégats monétaires et de crédit et arrête l'instrument monétaire... »⁴². Les agrégats de monnaie et de crédit demeurent, donc, les objectifs intermédiaires utilisés par la Banque d'Algérie

A cet effet : « l'objectif ultime de la politique monétaire et de maintenir la stabilité monétaire à travers la stabilité des prix, entendue comme une progression limitée de l'indice des prix à la consommation »⁴³. Afin de réaliser cet objectif, la Banque d'Algérie opte à des objectifs quantitatifs de croissance des agrégats monétaire et de crédit comme objectifs intermédiaires. Ces objectifs ont été confirmés dans le rapport de 2004 de la Banque d'Algérie où le CMC arrête un objectif de croissance de M2 entre 14% et 15% et celle des crédits à l'économie entre 16,5% et 17,5%.⁴⁴.

1.1.3. Les instruments de la politique monétaire durant la période 1999 au 2014

La situation de liquidité du système bancaire algérien durant cette période est complètement différente de celle d'avant, les banques disposent de liquidités importantes d'où le risque de transformation de ces liquidités en masse monétaire avec ses conséquences sur l'inflation. De ce fait, la Banque d'Algérie devait mettre en œuvre les instruments nécessaires pour absorber ces excédents de liquidité. Les instruments utilisés pour cette fin sont donc les réserves obligatoires, la reprise de liquidité et la facilité de dépôts.

1.1.4. Evolution du taux d'inflation de 1999 à 2014

Le tableau ci-dessous représente l'évolution du taux d'inflation en Algérie.

Tableau N°01 : Evolution du taux d'inflation de 1999 à 2014

Année	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014
Taux d'inflation annuel(%)	2.6	0.33	4.22	1.4	3.6	4.6	1.9	1.8	3.9	4.9	5.7	3.9	5.54	8.9	3.30	2.92

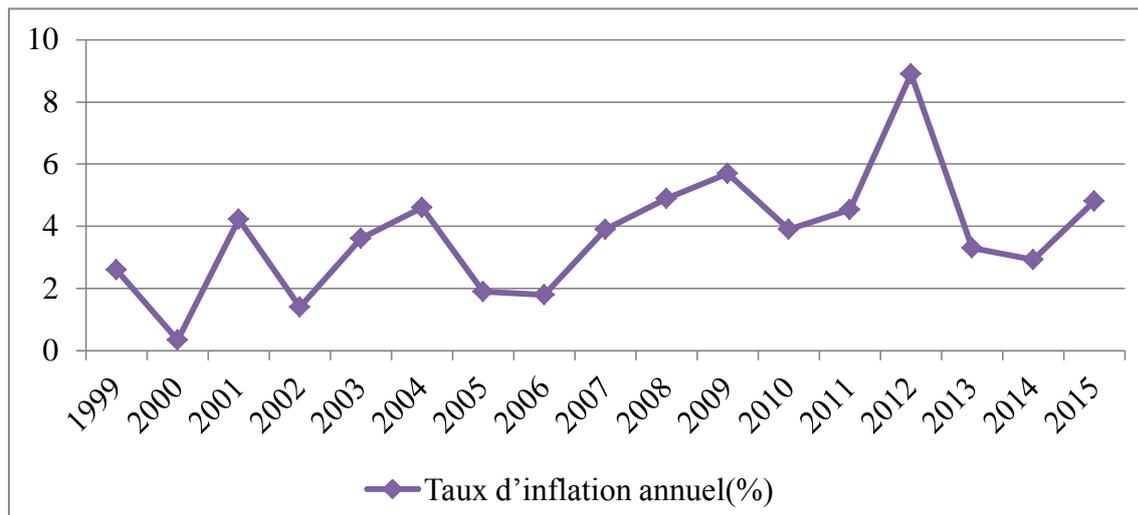
Source : Réalisé à partir des données de l'Office National des Statistiques (ONS).

⁴²Ordonnance du 26 aout 2003, Art 62.

⁴³Rapport de la Banque d'Algérie pour l'année 2004, P148

⁴⁴ Rapport de la Banque d'Algérie, 2013, P129

Figure N°09 : Représentation graphiques de l'évolution de l'inflation de 1999 au 2015



Source : Réalisé à partir des données de l'Office National des Statistiques (ONS).

A travers ce tableau nous constatons que en 1999 le taux d'inflation est de 2.6% et continue à baisser jusqu'à 0.33% en 2000. Le taux d'inflation annuel moyen entre 2000 et 2010 est de 3.25%. Ces résultats montrent l'efficacité de la politique monétaire quant à sa sélection de nouveaux instruments pour absorber le niveau de liquidité. Mais depuis 2008, on assiste à un retour de la hausse du taux d'inflation pour atteindre 4.9%, et qui persiste et prend d'ampleur plus dangereuse en 2012, avec un taux d'inflation de 8.9%, en suite il a baissé pour atteindre un taux de 2.92 à 4.8% en 2014.

1.2 La conduite de la politique monétaire en 2015

Le choc pétrolier de 2014 marque un tournant dans l'évolution de certains agrégats de la sphère monétaire, l'excès de la liquidité bancaire a diminué. Dans ce nouveau contexte, la conduite de la politique monétaire, s'est orientée vers une politique d'injection de liquidités. En 2015, la situation monétaire consolidée se caractérise par une croissance quasi nulle de la masse monétaire M2 (0.13%).⁴⁵. Les créances nettes de l'Etat sur le système bancaire ont fortement baissé entre décembre 2014 et novembre 2015 (-95.6%), l'Etat n'est plus créancier net sur le système bancaire.

La chute des prix du pétrole a entraîné des déficits élevés du solde global de la balance des paiements. L'importante destruction monétaire corrélative à ces déficits s'est traduite par des croissances insignifiantes ou quasi nulle de la masse monétaire (M2) en 2016 (0,79 %)

⁴⁵ Rapport de la Banque d'Algérie, 2015, P99.

comme en 2015 (0,13 %) mais, contrairement à l'année 2015 où la faible croissance de M2 résultait, en partie, de la forte diminution des dépôts du secteur des hydrocarbures, en 2016, elle est induite par la baisse des dépôts des secteurs hors hydrocarbures (-3,2 %) ; les dépôts du secteur des hydrocarbures ayant augmenté de 2,6 %.

L'observation des contreparties de la masse monétaire, qui permettent d'identifier les déterminants de son évolution ainsi que celle de la liquidité bancaire (ressources des banques en dépôts à la Banque d'Algérie), montre que

- Les avoirs extérieurs nets (réserves de change exprimées en dinars) ont fortement diminué de 18,1 % en 2015 ;

- Sous l'effet des déficits budgétaires élevés en 2014 et surtout en 2015, financés par des prélèvements du Fonds de régulation des recettes (FRR), l'Etat n'est plus créancier net sur le système bancaire. A partir de décembre 2015, il en est devenu débiteur net. En 2016, les crédits du système bancaire à l'Etat ont progressé de 372 % (+ 2 115,3 milliards de dinars), sous l'effet :

- d'une très forte diminution des créances de l'Etat (FRR) sur la Banque centrale qui sont passées de 2 156 milliards de dinars à 870 milliards de dinars.
- de la forte progression des créances des banques commerciales sur l'Etat qui sont passées de 1 479,3 milliards de dinars à fin 2015 à 2 388 milliards de dinars à fin 2016 (61,5 %) liées principalement aux nouveaux rachats par le Trésor de créances non performantes des banques sur la clientèle des entreprises publiques et à l'emprunt national pour la croissance économique.

- Face aux contractions des réserves de change et à l'augmentation des créances nets sur l'Etat, les crédits à l'économie, hors rachats de créances non performantes, ont poursuivi leur progression au cours de l'année 2016 au rythme de 8,7 % contre 11,9 % en 2015.

L'évolution des contreparties de la masse monétaire M2 indique que les crédits du système bancaire à l'Etat, notamment la forte érosion du FRR, constituent la source principale de l'expansion monétaire (M2). En effet, la très faible progression de la masse monétaire M2, de 109 milliards de dinars en 2016, résulte, quasiment, de la conjonction de flux positifs liés à

l'expansion des flux de crédits à l'Etat de 2 115,3 milliards de dinars et des flux de crédits à l'économie pour 634,4 milliards de dinars (injection de liquidités monétaires) et de flux négatifs liés à la diminution des avoirs extérieurs nets (AEN) de 2 779,4 milliards de dinars (destruction de liquidités monétaires).

Le ratio dépôts collectés/crédits bancaires indique une baisse de l'excédent des ressources collectées par les banques comparées aux crédits distribués. Ce ratio passe, en effet, de 1,31 en 2014 à 1,15 en 2015 puis à 1,03 en 2016.⁴⁶

2. la politique de change

Comme tous les pays en développement, l'Algérie a adopté plusieurs politiques de change. Cette transition s'est faite en parallèle avec les mutations de la finance internationale, notamment depuis l'effondrement du système de Bretton Woods.

Les politiques de change adoptées par l'Algérie sont passées de la rigidité extrême jusqu'au flottement dirigé, qui s'est concrétisé par la création d'un marché interbancaire des changes et l'adoption d'une réglementation de change plus souple.

2.1.Évolution de politique de change en Algérie depuis 1962 au 2014

Les politiques instituant la réglementation de change de la monnaie nationale peuvent être réparties comme suit :

2.1.1. Appartenance à la zone Franc (1962-1963)

La situation économique en Algérie a toujours expliqué l'évolution du régime de change. Jusqu'à 1964, l'Algérie faisait partie de la Zone Franc ; une période caractérisée par une liberté totale du commerce extérieur et de transfert de capitaux. Cette période a connu une série de mesures visant à protéger l'économie nationale de toute concurrence étrangère.

Face aux risques générés par la fuite massive des capitaux et aux déséquilibres de la balance des paiements, ils ont instauré le contrôle de change. Cette mesure est instaurée par le décret n° 63-111 du 19 octobre 1963 qui précise que l'Algérie quitte la zone Franc pour gérer

⁴⁶ FMI 2016 Page 94-95-96

de manière autonome ses politiques monétaires et de change. Le contrôle de change a interdit aux résidents la constitution d'avoir monétaires, financiers et immobiliers à l'étranger à partir de leurs activités en Algérie et rendait obligatoire la cession des ressources en devises provenant du rapatriement du produit des exportations à la banque centrale.

2.1.2. Ancrage par rapport à une monnaie unique (1964-1973)

Le Dinar algérien fut créé en 1964, par la loi 64-111 du 10 avril 1964 instituant l'unité monétaire nationale. Jusqu'à 1973, le Dinar algérien était ancré à une monnaie unique, à savoir le Franc français. Il était émis à parité égale avec le franc (1 FRF = 1 DZD = 0,180 gramme d'or). Sa valeur par rapport au dollar était de 4,94 de 1964 jusqu'à 1970 avant de passer à 4,19 en 1973. Des mesures ont été appliquées pour compléter et renforcer la gestion centralisée de l'économie. La planification de l'économie nationale était liée au monopole de l'État sur le commerce extérieur, à l'administration des prix et à la répartition des ressources en devises suivant les objectifs du plan⁴⁷.

Le régime adopté par l'Algérie est considéré comme fixe dans cette période. Cette stabilité était nécessaire pour un pays qui avait opté pour une stratégie de développement rapide de l'industrie lourde⁴⁸

2.1.3. Régime fixe par rapport à un panier de monnaies (1973 -1994)

La période après Bretton Woods s'est traduite par un important flottement des monnaies ainsi que par une amplification des fluctuations et des désajustements des taux de changes, l'Algérie a été amenée à revoir sa politique de change dès 1974 en rattachant la valeur du dinar à un panier de devises composé de 14 monnaies de ses principaux partenaires commerciaux et financiers. L'analyse de la politique de change en Algérie revient à étudier

⁴⁷BENHABIB .A, BENBOUZIANE.M, ZIANI. T, 2002, « Marché de change informel est mésalignement : Le cas du Dinar Algérien » université de Tlemcen, p.3.

⁴⁸Benyoussef. F, (2006), La politique de change en Algérie (avec reference a l'Albanie), Memoire de Magistère, Université d'Alger, p.112.

son évolution à travers l'orientation de la politique économique en général vers la libéralisation du commerce extérieur et le passage à l'économie de marché⁴⁹.

Ce 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.

Pour faire face au contre choc pétrolier de 1986, la Banque d'Algérie a adopté une politique de taux de change active⁵⁰ et, de 1986 à 1988, une dévaluation du dinar algérien, le cours USD/DZD est passé de 4,82 à 12,19⁵¹, soit une dévaluation de l'ordre de 153 %. Cette période est caractérisée par la mise en place de nouvelles réformes à savoir : La loi sur l'autonomie des entreprises; La loi sur la monnaie et le crédit ; Le rationnement de l'octroi des devises est réduit ; Le monopole de l'État sur le commerce extérieur est levé ; La loi sur les prix.

L'objectif des stratégies d'ajustement du taux de change consistaient à atteindre un taux de change réaliste en procédant par l'élimination progressive de la surévaluation à travers le glissement progressif du dinar de 1987 à 1990 et les dévaluations officielles (1991 et 1994) une première dévaluation du dinar face au dollar en septembre 1991 de 22% et la seconde en 1994 de 40,17% suite aux exigences de plan d'ajustement structurel (PAS)⁵². Le dinar algérien s'est apprécié de 50 % en termes réels entre octobre 1991 et la fin de 1993.⁵³

2.1.4. 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

⁴⁹ BEGGA Chérif, MERGHIT Abdelhamid, 2012, «Aperçus sur la politique de gestion de taux de change en Algérie au lendemain de la transition vers la flexibilité », Université de Sétif, Economie & Société N° 8/2012, p.18.

⁵⁰ BEGGA Chérif, MERGHIT Abdelhamid, Op-cit , p.21.

⁵¹Statistiques financières internationales du FMI.

⁵²Le P.A.S, qualifié généralement de thérapie de choc, est un ensemble de mesures d'ordre monétaire, budgétaire, fiscal et commercial. Son objectif est double : le rétablissement des équilibres macro-économiques, la stabilisation, la libéralisation et la privatisation.

⁵³Rapport du FMI, 2005, n° 05/52

supervision du FMI. Une partie du programme de réforme était l'abandon de taux de change fixe et le passage vers un taux de change déterminé par le marché.

Cependant, depuis octobre 1994, le régime de flottement dirigé a été mis en vigueur au moyen de séances de fixing (au départ hebdomadairement puis quotidiennement) entre la Banque d'Algérie et les banques commerciales en utilisant l'adjudication au siège de la Banque Centrale, cette méthode n'a duré que 15 mois. Elle est considérée comme une étape transitoire vers l'instauration d'un véritable marché de change interbancaire par le règlement N° 08-95 du 23 décembre 1995 par la Banque d'Algérie où la détermination du taux de change de la monnaie nationale conformément au jeu de l'offre et de la demande exprimées par les intervenants ; la mise en œuvre de la convertibilité courante du dinar (complétée en 1997 puis en 2007), ainsi que 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. La période qui est entre 1994 à 2002 est caractérisée par un climat de stabilité du taux de change effectif réel.⁵⁴

Au cours de l'année 2006, la Banque d'Algérie a poursuivi ses interventions sur le marché interbancaire des changes avec une offre de devises, et ce, face à l'augmentation de la demande stimulée essentiellement par les remboursements anticipés de la dette extérieure. L'évolution des cours de change du dinar vis-à-vis du dollar et de l'euro en 2006 traduit la réduction du différentiel d'inflation avec les principaux partenaires commerciaux de l'Algérie et la conjoncture des marchés des changes des principales devises. 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, soit une légère appréciation de la monnaie nationale (1 %). 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 2006⁵⁵.

2.2. Les fluctuations récentes des taux de changes de 2014 à nos jours

La détérioration des fondamentaux⁵⁶ a fait déprécier le taux de change du dinar de 25% par rapport au dollar au cours de l'année 2015, mais le taux de change effectif nominal ne

⁵⁴Rapport annuel de la banque d'Algérie, 2002

⁵⁵Rapport annuel de la banque d'Algérie, 2006, p. 69

⁵⁶ Chute du prix du pétrole, niveau élevé des dépenses publiques et élargissement du différentiel d'inflation

s'est déprécié que de 6,7 %, et le taux de change effectif réel (TCR) s'est déprécié de 4.3%, car la dépréciation nominale a été en partie compensée par une augmentation des prix algériens par rapport à ceux des partenaires commerciaux⁵⁷.

Un ensemble de mesures a été mis par l'Algérie dans l'objectif de stabiliser la valeur du dinar. Elles consistent à : promouvoir les exportations et rationaliser les importations afin de réduire l'épuisement de devises, réduction du 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, 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, intensification des opérations du commerce extérieur à travers une diversification de l'économie et l'amélioration de sa compétitivité en ce qui concerne la masse monétaire reste stable en raison d'une diminution des avoirs extérieurs nets⁵⁸.

Le taux de change effectif réel du dinar algérien a demeuré au-dessus de son niveau d'équilibre. Face à cette situation, la Banque d'Algérie a poursuivi son intervention afin d'équilibrer le taux de change effectif réel qui est déprécié de 4.3 %. La Banque d'Algérie a introduit à titre indicatif, sur le marché interbancaire la cotation en yuan (CNY). Cette opération vise à terme à régler les transactions avec la Chine en cette monnaie au lieu du dollar américain.⁵⁹Le tableau suivant illustre l'évolution du taux change moyen du dinar algérien par rapport au dollar et l'euro.

Tableau N°02: Évolution du taux de change

Taux de change (DA/ Principales monnaies)	2014	2015	2016
Taux de change moyen DZD/USD	80.56	100.46	109.47
Taux de change	106.64	111.44	121.18

⁵⁷Rapport du FMI, 2016, « Algérie, consultations de 2016 au titre de l'article IV- communiqué de presse; rapport des services du FMI, 16/127». p.6.

⁵⁸Banque d'Algérie, 2016, « 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 », p.4.

⁵⁹BENBAHMED Tarik, LOHOUES Hervé, CHAUVIN Mickaëlle, 2016, « Perspectives économiques en Afrique, Algérie 2016 », BAFD, OCDE, PNUD, p.6.

moyen DZD/EURO			
Taux de change moyen DZD/£	132.64	153.60	

Source : La banque d'Algérie

D'après le tableau ci-dessus, le taux moyen annuel du dinar est passé de 80,56 dinars pour un dollar en 2014 à 100,46 soit une dépréciation de 19,81 % en 2015 et en 2016 il s'établit à 109,47. 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 de 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 et en 2016 atteint 121,18.

Section 03 : le secteur financier en Algérie

1. Evolution du secteur financier en Algérie

L'Algérie a connu de longues périodes de répression financière durant lesquelles les banques commerciales étaient incapables d'exercer efficacement leurs fonctions de mobilisation d'épargne et d'allocation efficace des ressources. Le rôle insuffisant des banques commerciales dans l'intermédiation financière devait être corrigé avec la loi de 1986. Cependant, l'application de cette loi n'a pas vu le jour. Ce n'est qu'avec l'avènement de la loi 90-10 qu'un cadre institutionnel a été mis en place.

La réforme de 1990 avait pour objectif d'instaurer les mécanismes du marché en rompant avec la répression financière et en dynamisant le système financier par la libéralisation financière. La réforme du système financier s'est traduite par :

- L'autonomisation de la sphère monétaire et bancaire par rapport à la sphère réelle en supprimant l'obligation de domiciliation unique et l'octroi systématique de crédits aux entreprises publiques. Désormais, l'octroi de crédits doit obéir aux règles prudentielles et les relations entre les banques et les entreprises publiques doivent être soumises aux règles contractuelles.
- La libéralisation des taux d'intérêts : les taux appliqués aux activités autres que prioritaires sont fixés librement par les banques.

- La restructuration du secteur bancaire à travers l'assainissement, du portefeuille financier des banques publiques, la transformation de la CNEP en banque et de la CNMA et la recapitalisation des banques.
- L'ouverture du secteur bancaire aux privés nationaux et étrangers. Depuis la promulgation de la loi sur la monnaie et le crédit de 1990, le paysage bancaire algérien s'est enrichi de nouvelles institutions financières (banques privées nationales ou étrangères, établissements financiers).
- La création du marché des capitaux. Le marché monétaire a démarré son activité en 1990 avec uniquement sept intervenants, à savoir cinq banques publiques, une caisse d'épargne et une banque d'investissement.

Au début des années 2000, le marché monétaire a enregistré des évolutions très remarquables en termes de quantité et de qualité des intervenants et en termes d'instruments. Quant au marché financier, la Bourse d'Alger⁶⁰ n'a débuté son activité qu'en février 1998 avec le lancement de l'opération obligations Sonatrach; seulement trois actions sont cotées à la Bourse. En décembre 2003, Sonatrach a introduit une deuxième émission obligataire. Très rapidement, d'autres entreprises ont suivi: Air Algérie, Sonal gaz, Algérie Télécom, ENTP et ENAFOR. Malgré les efforts faits au plan réglementaire et les incitations de type fiscal, le volume d'activité reste négligeable et le développement des valeurs mobilières reste entravé.

Actuellement, la cote officielle de la Bourse des valeurs mobilières comporte un marché de titres de capital et un marché de titres de créance.

I-Le marché des titres de capital est composé d'un :

Marché principal : destiné aux grandes entreprises. Actuellement, cinq (05) sociétés sont cotées sur le marché principal à savoir :

- **Groupe SAIDAL** : activant dans le secteur pharmaceutique ;
- **EGH EL AURASSI** : activant dans le secteur du tourisme ;
- **ALLIANCE ASSURANCES** : activant dans le secteur des assurances ;
- **NCA-Rouiba** : activant dans le secteur agro alimentaire ;
- **BIOPHARM** : activant dans le secteur pharmaceutique.

⁶⁰ <http://www.sgbv.dz/?page=rubrique&lang=fr&mod=20>

Marché PME : réservé aux Petites et Moyennes Entreprises : créé en 2012 par le règlement COSOB n°12-01 du 12 janvier 2012 modifiant et complétant le règlement n°97-03 du 18 novembre 1997 relatif au règlement général de la bourse des valeurs mobilières. (Paru au JORA n°41 du 15 juillet 2012). Ce marché peut offrir aux PME en démarrage une alternative pour accéder aux capitaux. C'est une excellente occasion de croissance pour les PME, tout en procurant aux investisseurs un marché bien réglementé pour leurs placements.

II- Le marché des titres de créance composé d'un :

Marché des obligations : titres de créance émis par les sociétés par actions, les organismes publics et l'Etat.

Marché bloc OAT réservé aux Obligations Assimilables émises par le Trésor public Algérien. Il a été créé en 2008 et compte actuellement 25 lignes cotées englobant près de 400 milliard de Dinar algérien.

Les Obligations Assimilables du Trésor présentant des maturités de 7, 10 et 15 ans sont négociées par l'entremise des Intermédiaires en Opérations de Bourse et les compagnies d'assurances ayant le statut de Spécialistes en Valeurs du Trésor à concurrence de cinq séances par semaine.

2- Impact du choc pétrolier de 2014 sur le secteur bancaire

Selon le rapport FMI (2017), le secteur bancaire est bien capitalisé. Le ratio de solvabilité de base a augmenté, pour passer de 15,9 % en 2015 à 16,4 % en 2016, essentiellement en raison de la recapitalisation d'une banque publique. Le ratio de prêts improductifs bruts par rapport au total des prêts a augmenté de 9,8 % à 11,4 %, en partie du fait des retards de paiement de l'État à ses fournisseurs. Toutefois, le ratio de prêts improductifs nets n'a été que de 5,1 % grâce à un niveau élevé de provisionnement (55,4 %), et les banques ont continué d'afficher un bon rendement sur actifs (1,9 % globalement). Au niveau du système, 27,5 %

des avoirs étaient liquides, et suffisants pour couvrir plus des deux tiers des engagements à court terme des banques.⁶¹

Le choc des prix du pétrole n'a eu qu'un effet modéré sur la stabilité du secteur bancaire, mais les risques sur la stabilité financière s'intensifient. Le secteur bancaire est dominé par les banques publiques qui représentent 87 % du total des actifs bancaires. Le secteur bancaire dans son ensemble reste bien capitalisé et rentable, mais, comme attendu, le choc des prix du pétrole a accentué les risques de liquidité, de taux d'intérêt et de crédit. Le récent allongement des délais de paiement par le gouvernement pourrait se traduire par une augmentation subite des créances improductives.⁶²

⁶¹ Fonds Monétaire International, 2017. "Algérie : Consultations de 2017 au titre de l'article IV", Rapport du FMI n° Rapport N°06/93, 2017. p9

⁶² *Idem*, p 25

Ce chapitre nous a montré l'évolution des variables financière et monétaires par rapport au prix de pétrole, nous avons constaté l'existence d'une relation entre les prix du pétrole et les variables financière et monétaire en Algérie.

La politique monétaire vise à atteindre la stabilité interne et externe des prix comme objectif principal à côté de l'objectif intermédiaire à savoir l'évolution de la masse monétaire. La politique monétaire en Algérie, durant les dernières années a eu pour objectif final la stabilité monétaire à travers la stabilité des prix. Pour atteindre l'objectif de la stabilité des prix la banque d'Algérie a utilisé dans sa conduite de la politique monétaire une combinaison ordonnée des instruments : reprise de liquidité, facilité de dépôts rémunérés et réserves obligatoires.

Le régime de change algérien a pris plusieurs évolutions depuis sa création, commençant par l'appartenance à la zone Franc ensuite ancrage à une monnaie unique puis un panier de monnaies. Ces périodes sont caractérisées par un régime de change fixe. Après 1994 l'Algérie a été en phase transitoire vers une économie de marché, elle a adopté un régime de change de flottement dirigé sous pression du FMI, cela a exposé la détermination de la valeur du dinar aux règles de l'offre et la demande sur le marché, mais pas loin du pouvoir de régulateur de la banque d'Algérie du cours de change, selon l'état des fondamentaux et des objectifs visés.

Le secteur bancaire en Algérie à connu de longue période de répression financière suivie par des réformes et des évolutions, le choc pétrolier de 2014 n'a eu qu'un effet modéré sur la stabilité du secteur bancaire, mais les risque sur la stabilité financière s'intensifient.

L'objectif de ce chapitre est d'estimer le lien économique qui existe entre les prix du pétrole et les variables financières et monétaires. Notre but est de voir l'influence de la variation des prix du pétrole sur le taux de change, la croissance de masse monétaire, l'inflation, le crédit intérieur et le taux d'intérêt en Algérie durant la période 1970-2016.

Section 1 : Méthodologie de la recherche

1. définition d'une série temporelle

Une série temporelle est une collection des observations construite d'une manière ordonnée dans le temps. La dépendance des observations successives est utilisée pour faire des prévisions optimales.

La représentation graphique d'une série temporelle permet de distinguer quatre types de mouvement :

- ✓ **la tendance** : représente l'évolution à long terme des phénomènes étudiés. Cette dernière peut être à la hausse ou à la baisse.
- ✓ **La saisonnalité** : représente des effets périodiques se produisant de façon plus ou moins identique d'une période à l'autre.
- ✓ **La composante cyclique** : se trouve généralement dans des séries de long terme.
- ✓ **La composante** : elle représente les fluctuations accidentelles qui sont exceptionnelles et imprévisibles

2. Etude de la stationnarité des séries

Avant le traitement d'une série chronologique, il convient de s'assurer de la stationnarité des variables retenues car la stationnarité constitue une condition nécessaire pour éviter les régressions fallacieuses, de telles régressions se réalisent lorsque les variables ne sont pas stationnaires, l'estimation des coefficients par la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO) ne converge pas vers les vrais coefficients et les tests usuels des t de Student et f Fisher ne sont plus valides. De manière formalisée, le processus stochastique Y_t est Stationnaire si⁶³ :

- ✓ $E(y_t) = E(y_{t+m}) = \mu \forall t \text{ et } \forall m$, la moyenne est constante et indépendante du temps ;
- ✓ $\text{var}(y_t) < \infty \forall t$, la variance est finie et indépendante du temps ;

⁶³ BOURBONNAIS Régis, « économétrie : cours et exercices corrigés », 9^{ème} édition Dunod, Paris, 2015, p.239.

✓ $\text{cov}(y_t, y_{t+k}) = E[(y_t - \mu)(y_{t+k} - \mu)] = \gamma k$, la covariance est indépendante du temps.

3. La non-stationnarité

Les chroniques économiques sont rarement des réalisations de processus aléatoires Stationnaires. Pour analyser la non-stationnarité, deux types de processus sont distingués :

A. Le processus TS (Trend stationary)

Il présente un non stationnarité de nature déterminante. Le processus TS s'écrit :
 $X_t = \alpha + \beta t + \varepsilon_t$

Où : ε_t : représente l'erreur du modèle à la date t.

Le processus TS est non stationnaire car $E(Y_t) = \alpha + \beta t$ dépend de t.

Le processus X_t peut être stationnarité en retranchant à X_t la valeur estimée $\alpha + \beta$ par la méthode de moindre carrée ordinaires.

B. Le processus DS (Differency Stationary)

Le processus DS est un processus qu'on peut rendre stationnaire par la différenciation (ΔX_t).

Le processus DS est dit de premier ordre si : $X_t = \beta + X_{t-1} + \varepsilon_t$.

L'introduction de la constante β dans le processus DS permet de définir deux processus différents si :

✓ $\beta = 0$: le processus DS est sans dérive, il s'écrit comme suit : $X_t = X_{t-1} + \varepsilon_t$

Comme ε_t est un bruit blanc le processus DS porte le nom d'une marche aléatoire ou la Marche au hasard. Pour stationnariser ce type de processus on se base sur la différenciation.

$$X_t = X_{t-1} + \varepsilon_t \quad X_t - X_{t-1} = \varepsilon_t \quad \Delta X_t = \varepsilon_t$$

✓ $\beta \neq 0$: le processus porte le nom DS avec dérive, il s'écrit comme suit :

$$X_t = \beta + X_{t-1} + \varepsilon_t \quad X_t - X_{t-1} = \beta + \varepsilon_t \quad \Delta X_t = \beta + \varepsilon_t \text{ (stationnaire).}$$

C. Le test de racine unitaire

Les tests de racine unitaire « *Unit Root Test* » permettent non seulement de détecter l'existence d'une non-stationnarité mais aussi de déterminer de quelle non-stationnarité, il s'agit d'un processus TS ou DS et donc la bonne méthode pour stationnariser la série.

✓ Test de Dikey-Fuller

Les tests de Dickey-Fuller (DF) permettent de mettre en évidence le caractère stationnaire ou non d'une chronique par la détermination d'une tendance déterministe ou stochastique.

Les modèles servant basés sur l'estimation des moindres carrés des trois modèles suivant⁶⁴ :

⁶⁴ Régis Bourbonnais, « économétrie », édition DUNOD, 2009, P 261

- Modèle [1] : $X_t = \phi X_{t-1} + \varepsilon_t$ et Modèle autorégressif d'ordre 1 sans constant et sans tendance.
- Modèle [2] : $X_t = c + \phi X_{t-1} + \varepsilon_t$ et Modèle autorégressif avec constante et sans tendance.
- Modèle [3] : $X_t = c + \beta t + \phi X_{t-1} + \varepsilon_t$ et Modèle autorégressif avec tendance sans constant

Les principes de test de Dickey Fuller consistent à tester les hypothèses suivantes ⁶⁵:

- Si $\phi \geq t\text{-table}$ on accepte H_0 . (série non stationnaire)
- Si $\phi < t\text{-table}$ on accepte H_1 . (série stationnaire)

Ou bien :

- Si P (de la statistique ADF) $< \alpha$ on accepte H_1
- Si P (de la statistique ADF) $> \alpha$ on accepte H_0

✓ Tests de Dickey-Fuller Augmentés

Dans les modèles précédents, utilisés pour les tests de Dickey-Fuller simple, le processus ε_t est par hypothèse, un bruit blanc. Or il n'y a aucune raison pour que, à priori, l'erreur soit corrélée ; on appelle tests de Dickey et Fuller Augmentés (ADF, 1981) la prise en compte de cette hypothèse.

Les tests ADF sont fondés, sous l'hypothèse alternative $|\Phi| < 1$, sur l'estimation par les MCO des trois modèles⁶⁶ :

$$\text{Modèle [4]} : \Delta X_t = \rho X_{t-1} - \sum \Phi_j \Delta X_{t-j+1} + \varepsilon_t$$

$$\text{Modèle [5]} : \Delta X_t = \rho X_{t-1} - \sum \Phi_j \Delta X_{t-j+1} + c + \varepsilon_t$$

$$\text{Modèle [6]} : \Delta X_t = \rho X_{t-1} - \sum \Phi_j \Delta X_{t-j+1} + c + bt + \varepsilon_t$$

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

4. Analyse multivariée (Modélisation VAR)

Le modèle VAR a été introduit par Sims en 1980 comme alternative au modèle macroéconomique d'inspiration keynésienne qui ont connu beaucoup de critique concernant les résultats obtenus à savoir les estimateurs biaisés, des prévisions médiocres, l'absence de tests statistiques sur la structure causale des variables.

Pour ces différentes raisons, Sims a proposé une modélisation multivariée sans aucune restriction que le choix des variables sélectionnées et le nombre de retard « P ». Le modèle

VAR comporte trois avantages :

⁶⁵ Régis BOURBONNAIS, « économétrie », Dunod, 7ème édition, Paris, 2009, P233.

⁶⁶ Régis Bourbonnais, « économétrie », édition DUNOD, 2009, P 261.

- Il permet d'expliquer une variable par rapport à ces retards et en fonction d'information contenue dans d'autres variables pertinentes.
- Cette méthode est simple à mettre en œuvre et comprend les procédures d'estimation et des tests, on dispose d'un ensemble d'information très large.
- La modalisation VAR repose sur l'hypothèse selon la quelle « l'évolution de l'économie est bien approché par la description du comportement dynamique d'un vecteur à K variables dépendantes linéairement du passé.

Section 2 : Présentation des variables et la modélisation de VAR

1. choix des variables

Afin de réaliser notre travail, pour analyser la relation entre les prix du pétrole et les variables financières et monétaires en Algérie, nous avons utilisé les variables suivants :

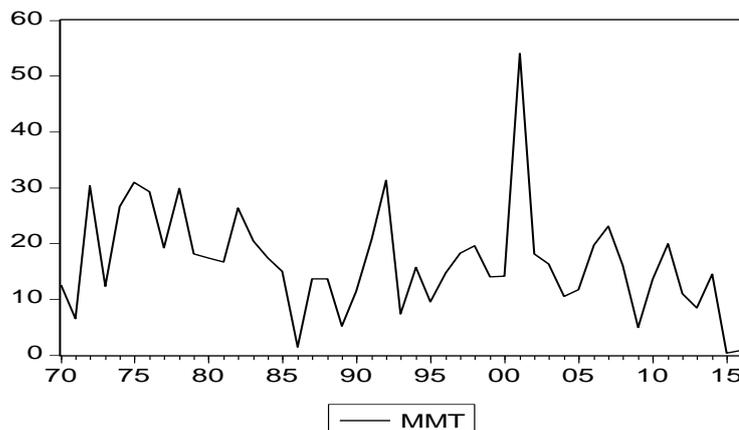
- La croissance de la masse monétaire (MMT)
- L'inflation (INF)
- Le taux de change (TCH)
- Les crédits intérieurs (CRD)
- Le taux d'intérêt réel (I)
- Les prix du pétrole (PPT)

2. Analyse graphique des variables

Cette phase nous permet de présenter nos variables graphiquement, afin de pouvoir examiner leur évolution dans le temps.

1.1.La croissance de la masse monétaire

Figure n°12 : évolution de la croissance de la masse monétaire en Algérie de 1970 -2016

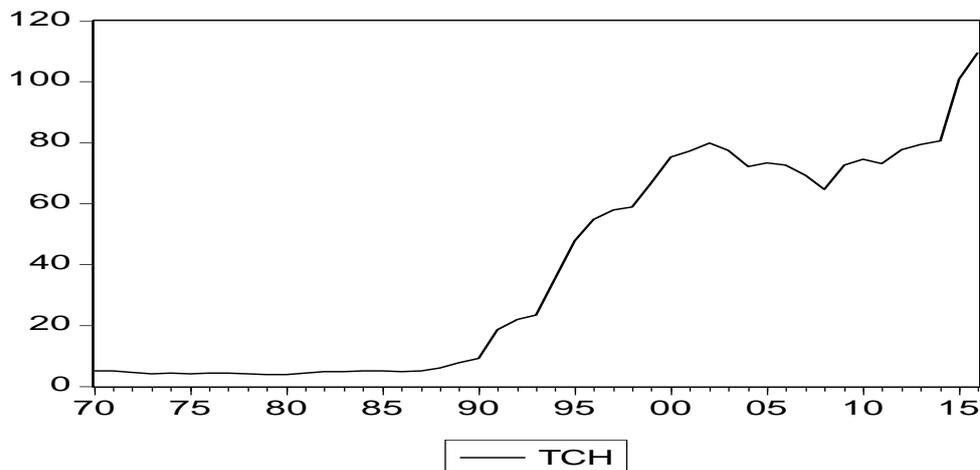


Source : établie par nous même à partir du logiciel evIEWS 4

La représentation graphique de cette série montre qu'il y a une forte fluctuation durant la période 1970-2016, on remarque aussi qu'il y a une baisse remarquable durant la période , et hausse importante durant l'année 2000 a 2002

1.2. le taux de change

Figure n°13 : l'évolution du taux de change durant la période 1970 jusqu'à 2016

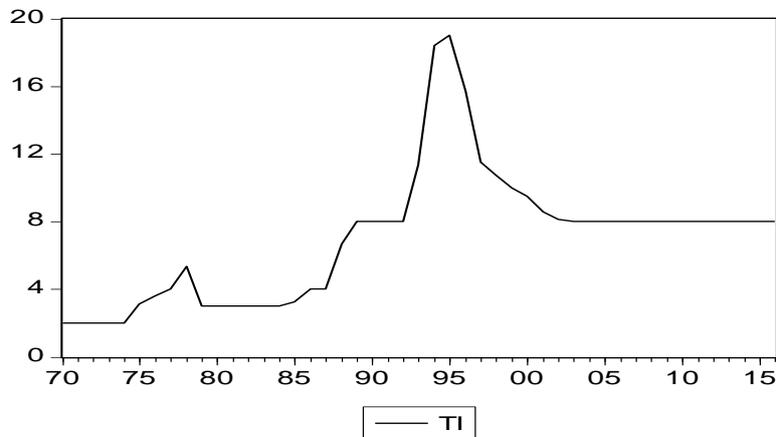


Source : établie par nous même à partir du logiciel evIEWS 4

Dans le graphique qui représente l'évolution du taux de change entre les années 70 et l'an 2016, on peut apercevoir un mouvement de stabilité relativement continue du taux de change et cela allant des années 70 jusqu'au années 90 pour marquer une hausse significative et permanent et ce jusqu'à l'année 2016.

2.3le taux d'intérêt

Figure n°14 :l'évolution du taux d'intérêt durant la période 1970 jusqu'à 2016

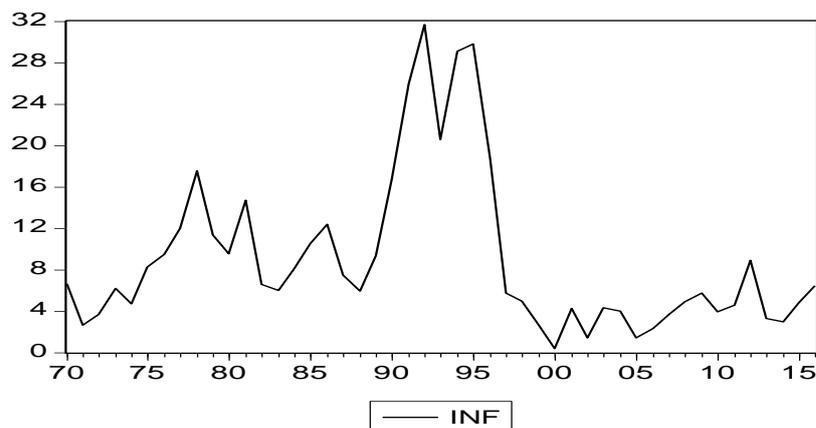


Source : établie par nous même à partir du logiciel eviews 4

Dans le schéma antérieur démontrant l'évolution du taux d'intérêt entre les années 1970 et l'an 2016, on peut souligner une variation de normale du taux d'intérêt et ce jusqu'à la fin des années 80 et une hausse très importante à partir des années 90 marquant le pic en 1995 et rechuter à son tour significativement et ce jusqu'au début des années 2000 pour marquer plus au moins une stabilité constante jusqu'à l'an 2016.

2.4. L'inflation

Figure n°15 :l'évolution de l'inflation durant la période 1970 jusqu'à 2016

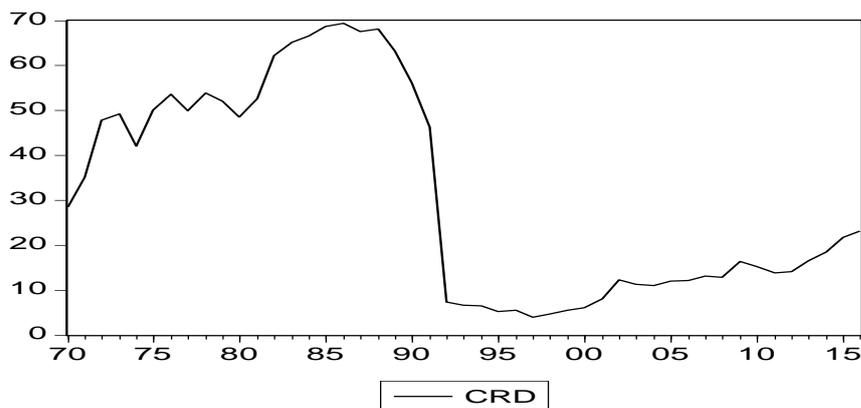


Source : établie par nous même à partir du logiciel eviews 4

Dans le schéma précédent qui représente l'évolution du taux d'inflation on peut s'accrocher sur la progression continue et sans répit de l'inflation marquant des pics continus d'une période à une autre, le sommet le plus important fut souligné en 1990.

2.5. Le crédit intérieur

Figure n°16 : l'évolution du crédit intérieur durant la période 1970 jusqu'à 2016

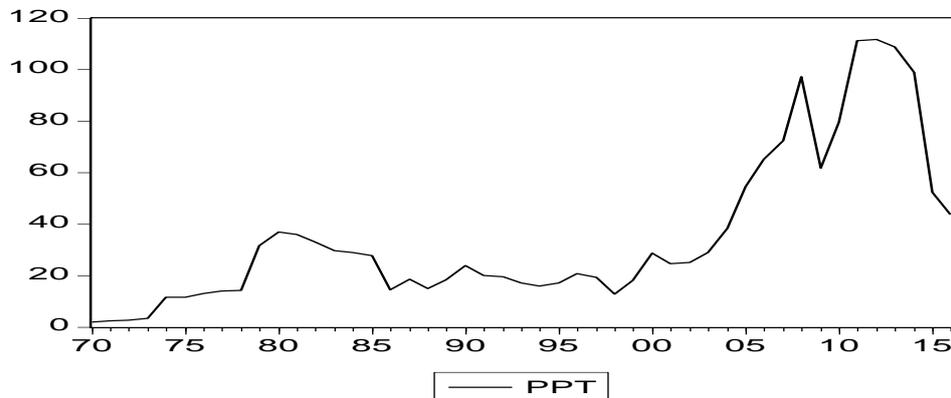


Source : établie par nous même à partir du logiciel eviews 4

Le schéma graphique précédent, qui illustre l'évolution du crédit intérieur à travers les années 70 et l'an 2016, on peut clairement y lire que ce dernier a connu un mouvement aléatoire à son tour du début des années 70 jusqu'à la fin des années 80 pour ensuite subir une importante chute durant la décennie suivante et enfin marquer une légère hausse à partir des années 2000.

2.6. Le prix du pétrole

Figure n°17 : l'évolution du prix du pétrole durant 1970 jusqu'à 2016



Source : établie par nous même à partir du logiciel evIEWS 4

A partir du graphe ci-dessus, nous remarquons que la série des prix du pétrole a connu des fluctuations durant la période de l'étude. Cette dernière a connu une tendance globale à la hausse, nous signalons aussi les contrechocs pétroliers survenus au cours des années 1986, 1998, 2008 et 2014 qui ont été marquées par les chutes des prix de pétrole.

3. Détermination du nombre de retards pour chaque variable

Le test de racine unitaire (ADF) nécessite la détermination du nombre de retards de chaque série. Pour cela on fait appel aux critères d'information d'Akaike et Schwarz pour des Décalages " h " allant de 0 à 4. Les résultats sont les présentés dans le tableau suivant :

Tableau N°03 : choix du nombre de retard P

Séries		0	1	2	3	4
nombres						
MMT	AIC	7.3594	7.3648	7.4122	7.4456	7.5075
	SC	7.4786	7.5254	7.6149	7.6914	7.7971
INF	AIC	5.9724	5.9811	6.0484	6.0444	6.0978
	SC	6.0916	6.1417	6.2511	6.2901	6.3875
TCH	AIC	5.9287	5.8255	5.8936	5.7572	5.8200
	SC	6.0480	5.9861	6.0963	6.0029	6.1096

Chapitre III : étude économétrique du lien entre les prix du pétrole et les variables financières et monétaires

CRD	AIC	6.7936	6.7483	6.7714	6.7812	6.7805
	SC	6.9128	6.9089	6.9741	7.0235	7.0702
I	AIC	3.913336	3.776666	3.811744	3.882424	3.945484
	SC	4.032595	3.937259	4.014492	4.128172	4.235096
ppt	AIC	7.9063	7.9407	8.0116	8.0201	8.0652
	SC	8.0255	8.1013	8.2144	8.2659	8.3548

Source : établie par nous même à partir du logiciel eviews 4

La minimisation des critères Akaike et Schwarz admet un nombre de décalages de P= 0 pour les variables MMT, INF et PPT ; Et un décalage de p=1 pour les variables TCH, CRD et I.

4. Test de dickey fuller augmenté

Cette étape consiste à tester les trois modèles de Dickey Fuller pour étudier la significativité de la tendance et de la constante, afin de vérifier la stationnarité de chaque chronique. En cas de la présentation d'un processus TS ou DS, on passe à l'application du test de racine unitaire.

Tout d'abord, on estime le modèle avec constante et tendance [modèle 3] pour la série crédit intérieur (CRD), les résultats figurent dans le tableau suivant :

Tableau N°04: Model 3: $X_t = c + bt + \phi_1 X_{t-1} + at$

ADF Test Statistic	-1.934481	1% Critical Value*	-4.1728	
		5% Critical Value	-3.5112	
		10% Critical Value	-3.1854	
*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(CRD)				
Method: Least Squares				
Date: 05/08/18 Time: 19:45				
Sample(adjusted): 1972 2016				
Included observations: 45 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic Prob.	
CRD(-1)	-0.118805	0.061415	-1.934481	0.0600
D(CRD(-1))	0.315504	0.144254	2.187149	0.0345
C	7.266914	4.371480	1.662346	0.1041
@TREND(1970)	-0.155054	0.110241	-1.406503	0.1671
R-squared	0.154007	Mean dependent var	-0.266472	

Chapitre III : étude économétrique du lien entre les prix du pétrole et les variables financières et monétaires

Adjusted R-squared	0.092106	S.D. dependent var	7.107750
S.E. of regression	6.772513	Akaike info criterion	6.748309
Sum squared resid	1880.544	Schwarz criterion	6.908901
Log likelihood	-147.8369	F-statistic	2.487928
Durbin-Watson stat	2.047152	Prob(F-statistic)	0.073879

Source : établie par nous même à partir du logiciel eviews 4

Test De la tendance

H0 : B=0

H1 : B≠0

$T = -1.40 \leq T^{ADF} = 2.79$ donc on accepte H0 : B=0, la tendance est non significative.

On passe à l'estimation du modèle 02

Tableau N°05: Model 2: $X_t = c + \phi_1 X_{t-1} + a_t$

ADF Test Statistic	-1.314041	1% Critical Value*	-3.5814	
		5% Critical Value	-2.9271	
		10% Critical Value	-2.6013	
*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(CRD)				
Method: Least Squares				
Date: 05/08/18 Time: 19:46				
Sample(adjusted): 1972 2016				
Included observations: 45 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
CRD(-1)	-0.057718	0.043924	-1.314041	0.1960
D(CRD(-1))	0.304322	0.145702	2.088658	0.0428
C	1.608060	1.729327	0.929876	0.3577
R-squared	0.113188	Mean dependent var	-0.266472	
Adjusted R-squared	0.070959	S.D. dependent var	7.107750	
S.E. of regression	6.850931	Akaike info criterion	6.750987	
Sum squared resid	1971.281	Schwarz criterion	6.871431	
Log likelihood	-148.8972	F-statistic	2.680336	
Durbin-Watson stat	2.052975	Prob(F-statistic)	0.080253	

Source : établie par nous même à partir du logiciel eviews 4

Test de la constante :

H0 : C=0

H1 : C≠0

$T_c = 0.92 \leq T^{ADF} = 2.54$ donc on accepte H0 : C= 0, la constante est non significative. On passe à l'estimation du premier modèle.

Chapitre III : étude économétrique du lien entre les prix du pétrole et les variables financières et monétaires

Tableau N°06: Model 1: $X_t = \phi_1 X_{t-1} + at$

ADF Test Statistic	-0.955855	1% Critical Value*	-2.6143	
		5% Critical Value	-1.9481	
		10% Critical Value	-1.6196	
*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(CRD)				
Method: Least Squares				
Date: 05/08/18 Time: 19:47				
Sample(adjusted): 1972 2016				
Included observations: 45 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic Prob.	
CRD(-1)	-0.024761	0.025905	-0.955855	0.3445
D(CRD(-1))	0.285529	0.144066	1.981928	0.0539
R-squared	0.094931	Mean dependent var	-0.266472	
Adjusted R-squared	0.073883	S.D. dependent var	7.107750	
S.E. of regression	6.840142	Akaike info criterion	6.726920	
Sum squared resid	2011.864	Schwarz criterion	6.807217	
Log likelihood	-149.3557	Durbin-Watson stat	2.038640	

Source : établie par nous même à partir du logiciel eviews 4

Test du ϕ :

$H_0 : \phi = 1$

$H_1 : \phi < 1$

$T \phi = -0.95 > TADF (5\%) = -1.96$ on accepte $H_0 \phi = 1$ le processus est **non stationnaire**.

Tableau N°07 : La stationnarisation de la série et récupération de l'ordre d'intégration

ADF Test Statistic	-4.090611	1% Critical Value*	-2.6155	
		5% Critical Value	-1.9483	
		10% Critical Value	-1.6197	
*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(CRD,2)				
Method: Least Squares				
Date: 05/09/18 Time: 11:45				
Sample(adjusted): 1973 2016				
Included observations: 44 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic Prob.	
D(CRD(-1))	-0.733548	0.179325	-4.090611	0.0002
D(CRD(-1),2)	-0.032834	0.148535	-0.221052	0.8261
R-squared	0.397663	Mean dependent var	-0.259755	
Adjusted R-squared	0.383321	S.D. dependent var	8.634309	
S.E. of regression	6.780428	Akaike info criterion	6.710347	
Sum squared resid	1930.917	Schwarz criterion	6.791446	
Log likelihood	-145.6276	Durbin-Watson stat	1.988750	

Chapitre III : étude économétrique du lien entre les prix du pétrole et les variables financières et monétaires

Test du ϕ :

$H_0 : \phi = 1$

$H_1 : \phi < 1$

$T\phi = -4.09 < TADF(5\%) = -1.96$ on accepte $H_1 \phi < 1$ le processus **est stationnaire**

Le processus est devenu stationnaire avec une seule différenciation. $CRD \rightarrow I(1)$.

L'application de cette stratégie sur le reste des variables nous donne les résultats figurant dans le tableau n°08.

Tableau N°08 : Les résultats de racine unitaire ADF (voir les annexes)

Les variables	modèle	En niveau					En différence premier		
		TC	TT	ADF	Valeur C	DECI	ADF	VAL C	DECI
CRD	Modèle 3	1.40	2.79	-	-	NS	-	-	-
	Modèle 2	0.92	2.54	-	-	NS	-	-	-
	Modèle 1	-	-	-0.95	-1.96	NS	-4.09	-1.96	I(1)
INF	Modèle 3	0.74	2.79	-	-	NS	-	-	-
	Modèle 2	1.62	2.59	-	-	NS	-	-	-
	Modèle 1	-	-	-1.36	-1.96	NS	-6.40	-1.96	I(1)
MMT	Modèle 3	1.93	2.79	-	-	NS	-	-	-
	Modèle 2	4.60	2.54	-	-	S	-	-	-
	Modèle 1	-	-	-5.34	-1.96	S	-	-	-
TCH	Modèle 3	2.30	2.79	-	-	NS	-	-	-
	Modèle 2	1.01	2.54	-	-	NS	-	-	-
	Modèle 1	-	-	1.78	-1.96	NS	-2.34	-1.96	I(1)
I	Modèle 3	1.15	2.79	-	-	NS	-	-	-
	Modèle 2	2.19	2.54	-	-	NS	-	-	-
	Modèle 1	-	-	-0.77	-1.96	NS	-5.07	-1.96	I(1)
PPT	Modèle 3	1.05	2.79	-	-	NS	-	-	-
	Modèle 2	1.53	2.54	-	-	NS	-	-	-
	Modèle 1	-	**	-0.25	-1.96	NS	-6.03	-1.96	I(1)

Source : établie par nous même à partir du logiciel eviews 4

A travers les résultats trouvés sur les tests de racine unitaire ADF (voir les annexes), on remarque que si on compare les «t» calculées aux «t» tabulées on trouve que toutes les séries

ne sont pas stationnaire en niveau, mais stationnaire en première différence, sauf la croissance de la masse monétaire la série est stationnaire en niveau.

5. La modélisation VAR

Après avoir stationnarisé les variables par le test d'ADF, nous allons chercher à modéliser sous la forme VAR (Vecteur Auto Régressive)

5.1. Choix du nombre de retards

Cette étape repose sur la détermination de l'ordre (P) du processus VAR à retenir. A cette fin, nous avons estimé divers processus VAR pour ordres de retard allant de 1 à 4. Pour chaque modèle, nous avons calculé les critères d'information d'Akaike et Schwarz comme l'indique le tableau ci-dessous :

Tableau N°09 : Les résultats de la recherche du nombre de retards (P)

L'ordre de VAR	1	2	3	4
AIC	38.37	39.72	41.21	42.81
SC	40.05	42.88	45.88	49.02

Source : établie par nous même à partir du logiciel eviews 4

A partir du tableau présenté ci-dessus, on conclut que les critères d'information nous mènent à retenir le processus VAR(1).

5.2. Estimation du modèle VAR (1)

Après avoir stationnarisé nos série et déterminé le nombre de retard, il est possible d'estimer un modèle VAR d'ordre (1) sur la base des séries stationnaires. Le résultat de l'estimation du modèle VAR (1) est représenté dans le tableau suivant :

Chapitre III : étude économétrique du lien entre les prix du pétrole et les variables
financières et monétaires

Tableau N°10 : Estimation du processus VAR(1)

Vector Autoregression Estimates						
Date: 05/12/18 Time: 13:31						
Sample(adjusted): 1972 2016						
Included observations: 45 after adjusting endpoints						
Standard errors in () & t-statistics in []						
	DCRD	DI	DINF	DPPT	DTCH	MMT
DCRD(-1)	0.179232 (0.15412) [1.16294]	0.023131 (0.03446) [0.67123]	0.136454 (0.10724) [1.27239]	0.088119 (0.30110) [0.29265]	-0.023209 (0.10503) [-0.22097]	0.196226 (0.21515) [0.91203]
DI(-1)	0.170922 (0.70596) [0.24211]	0.225057 (0.15785) [1.42572]	-0.842824 (0.49124) [-1.71571]	0.275406 (1.37923) [0.19968]	0.069361 (0.48112) [0.14417]	-0.928157 (0.98554) [-0.94178]
DINF(-1)	-0.413649 (0.24110) [-1.71570]	0.151617 (0.05391) [2.81244]	0.230357 (0.16776) [1.37309]	0.176506 (0.47103) [0.37473]	0.012774 (0.16431) [0.07774]	-0.012894 (0.33657) [-0.03831]
DPPT(-1)	-0.073861 (0.10921) [-0.67631]	-0.011125 (0.02442) [-0.45559]	0.074896 (0.07599) [0.98557]	0.094142 (0.21336) [0.44123]	0.011248 (0.07443) [0.15113]	0.302876 (0.15246) [1.98660]
DTCH(-1)	-0.388992 (0.29433) [-1.32160]	-0.023786 (0.06581) [-0.36142]	-0.037542 (0.20481) [-0.18330]	0.007486 (0.57504) [0.01302]	0.382986 (0.20059) [1.90929]	0.635774 (0.41089) [1.54730]
MMT(-1)	0.058445 (0.12000) [0.48704]	-0.026673 (0.02683) [-0.99409]	-0.111229 (0.08350) [-1.33208]	0.008412 (0.23444) [0.03588]	-0.062652 (0.08178) [-0.76610]	0.156101 (0.16752) [0.93183]
C	-0.361987 (2.44723) [-0.14792]	0.613965 (0.54720) [1.12200]	2.100885 (1.70288) [1.23372]	0.642353 (4.78113) [0.13435]	2.553798 (1.66781) [1.53123]	12.71310 (3.41637) [3.72123]
R-squared	0.191292	0.289673	0.147832	0.014873	0.179302	0.137720
Adj. R-squared	0.063601	0.177516	0.013279	-0.140674	0.049718	0.001571
Sum sq. resids	1797.666	89.87852	870.4182	6861.507	834.9358	3503.393
S.E. equation	6.878008	1.537929	4.785994	13.43748	4.687429	9.601800
F-statistic	1.498085	2.582752	1.098693	0.095615	1.383671	1.011537
Log likelihood	-146.8228	-79.41765	-130.5042	-176.9602	-129.5678	-161.8358
Akaike AIC	6.836570	3.840785	6.111299	8.176008	6.069680	7.503813
Schwarz SC	7.117606	4.121821	6.392336	8.457044	6.350717	7.784849
Mean dependent	-0.266472	0.111111	0.083802	0.918000	2.322898	16.93838
S.D. dependent	7.107750	1.695792	4.818092	12.58164	4.808486	9.609350
Determinant	Residual 2.88E+08					
Covariance						
Log Likelihood (d.f. adjusted)	-821.4087					
Akaike Information Criteria	38.37372					
Schwarz Criteria	40.05994					

Source : établie par nous même à partir du logiciel evIEWS 4

Les valeurs en gras sont significatives vu que, elles sont supérieurs à T tabulée(1,96).

D'après le tableau on conclut les équations suivantes :

Chapitre III : étude économétrique du lien entre les prix du pétrole et les variables financières et monétaires

$$DCRD = 0.17DCRD(-1) + 0.17DI(-1) - 0.41DINF(-1) - 0.07DPPT(-1) - 0.38DTCH(-1) + 0.05MMT(-1) - 0.36 \dots \dots \dots 2$$

$$DI = 0.02 DCRD(-1) + 0.22DI(-1) + 0.15DINF(-1) - 0.01DPPT(-1) - 0.02DTCH(-1) - 0.02MMT(-1) + 0.61 \dots \dots \dots 3$$

$$DINF = 0.13DCRD(-1) - 0.84DI(-1) + 0.23DINF(-1) + 0.07DPPT(-1) - 0.03DTCH(-1) - 0.11MMT(-1) + 2.10 \dots \dots \dots 4$$

$$DTCH = -0.02DCRD(-1) + 0.06DI(-1) + 0.01DINF(-1) + 0.01DPPT(-1) + 0.38DTCH(-1) - 0.06MMT(-1) + 2.55 \dots \dots \dots 5$$

$$MMT = 0.19DCRD(-1) - 0.92DI(-1) - 0.01DINF(-1) + 0.30DPPT(-1) + 0.63DTCH(-1) + 0.15MMT(-1) + 12.71 \dots \dots \dots 6$$

Ce qui nous intéresse dans cette estimation du modèle VAR c'est d'exprimer les variables financières et monétaires en fonction des prix du pétrole. Pour cela, on retiendra aux fonctions (2, 3, 4, 5,6).

Les résultats de la modélisation VAR montrent que les prix du pétrole ont une influence sur la croissance de masse monétaire .

6. Le test de causalité au sens de Granger

Dans ce cadre, on va étudier la causalité entre les prix du pétrole et les autres variables financières et monétaires.

Tableau N°11:Test de causalité au sens de Granger (voir annexe 09)

Pairwise Granger Causality Tests			
Date: 05/13/18 Time: 11:28			
Sample: 1970 2016			
Lags: 1			
Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
DINF does not Granger Cause DI	45	7.64210	0.00843
DI does not Granger Cause DINF		2.30251	0.13666

Source : établie par nous même à partir du logiciel evIEWS 4

A partir du tableau ci-dessus, nous constatons qu'il existe une causalité unidirectionnelle au seuil de 5% entre l'inflation et le taux d'intérêt.

7. Validation du model VAR

✓ Test d'hétéroscédasticité:

Le test de White consiste à vérifier les deux hypothèses suivantes : H_0 : l'homoscédasticité et H_1 : l'hétéroscédasticité. Le résultat du test l'hétéroscédasticité des résidus du modèle VAR est représenté dans le tableau suivant :

Tableau N°12 : Test d'hétéroscédasticité

VAR Residual Heteroskedasticity Tests: No Cross Terms (only levels and squares)		
Date: 05/13/18 Time: 16:00		
Sample: 1970 2016		
Included observations: 45		
Joint test:		
Chi-sq	df	Prob.
252.4131	252	0.4808

Source : établie par nous même à partir du logiciel evIEWS 4

On constate que la probabilité est supérieure à 5%, donc l'hypothèse d'homoscédasticité est acceptée (les résidus sont homoscédastiques).

Tableau N°13 : Le test d'autocorrélation des résidus

Lags	LM-Stat	Prob
1	36.78128	0.4325
2	40.21761	0.2888
3	45.16249	0.1408
4	34.74437	0.5282
5	40.16408	0.2908
6	55.02171	0.0221
7	54.39404	0.0252
8	48.36317	0.0817
9	41.31562	0.2496
10	34.34724	0.5473
11	52.08799	0.0404
12	40.31931	0.2850

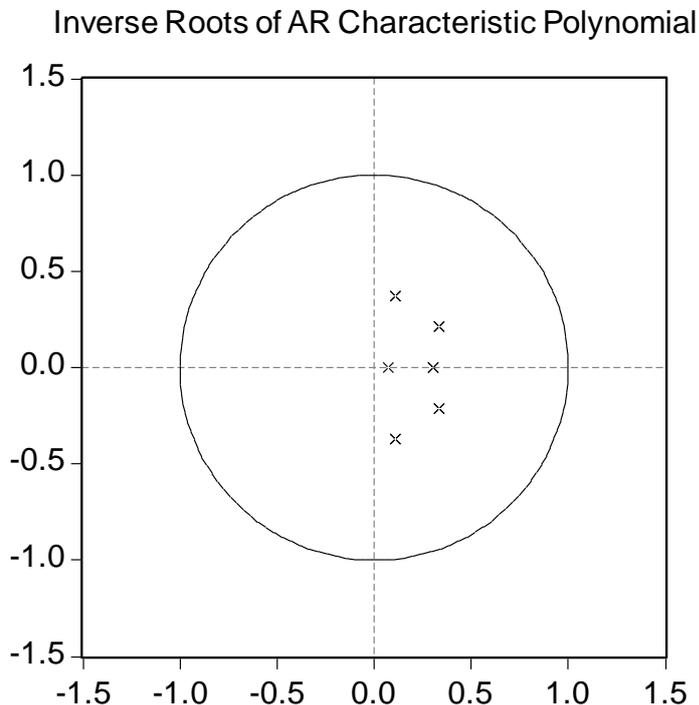
Probs from chi-square with 36 df.

Source : établie par nous même à partir du logiciel evIEWS 4

Les probabilités des résidus sont supérieures à 5% donc on accepte l'absence d'autocorrélation des erreurs.

8. Cercle de racine unitaire

Figure n°18 : Stationnarité du modèle VAR



Source : établie par nous même à partir du logiciel eviews 4

On constate que l'inverse des racines se trouve à l'intérieur du cercle, donc VAR(1) est Stationnaire, cela indique que le modèle VAR est validé.

9. Analyse de choc

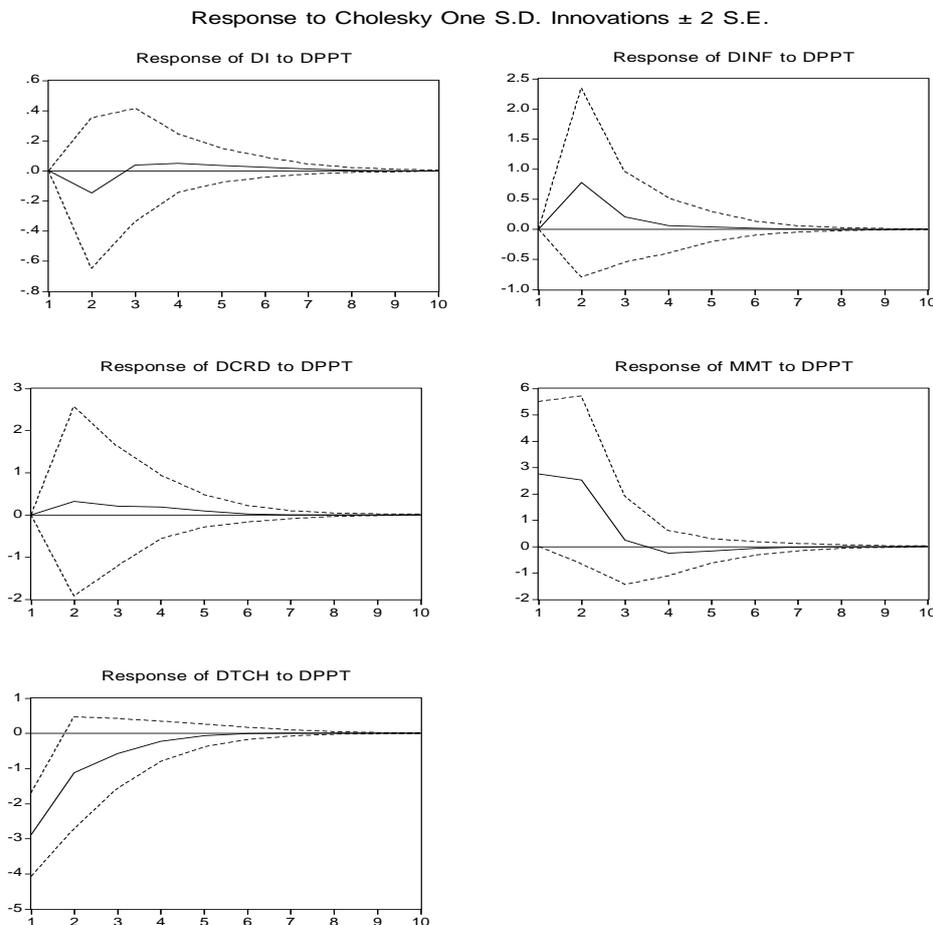
Afin d'analyser l'impact d'un choc des prix du pétrole sur les variables financières et monétaires spécifiées dans notre modèle, nous exploitons les résultats de l'analyse de la variance de l'erreur de prévision et ceux des fonctions de réponse impulsionnelle.

9.1. Fonction de réponses impulsionnelle

Les figures qui suivent retracent les réponses à des chocs sur les résidus des variables étudiées. L'amplitude du choc est égale à l'écart-type des erreurs de la variable et l'on s'intéresse aux effets du choc sur dix périodes. L'horizon temporel des réponses est fixé sur ces dix périodes et il représente le délai nécessaire pour que les variables retrouvent leurs niveaux de long terme. Les variables que nous avons retenues pour simuler les chocs sont :

La croissance de la masse monétaire (MMT), l'inflation (INF), le taux de change (TCH), le taux d'intérêt (I), le crédit intérieur (CRD) et le prix du pétrole (PPT).

Figure n°19 : Réponse de DI, DINF, DCRD, DMMT, DTCH au choc DPPT



Source : établie par nous même à partir du logiciel evIEWS 4

Les résultats des fonctions de réponse impulsionnelle des différentes variables à un choc sur prix du pétrole de 1% permettent de tirer les conclusions suivantes :

- **Pour le taux d'intérêt D(I)** : l'effet d'une augmentation du prix du pétrole est nul pour la première année, négatif pour la deuxième année, positif pour la troisième année et nul à partir de la septième année.
- **Pour l'inflation D(INF)** : on remarque un choc positif sur les prix du pétrole entraîne un effet positif sur l'inflation pendant la première année jusqu'à la quatrième année et tend vers zéro à partir de la cinquième année.

- **Pour le crédit intérieur D(CRD)** : on constate qu'un choc positif sur les prix du pétrole entraîne un effet positif à partir de la première année jusqu'à la cinquième année et il tend vers zéro à partir de la sixième année.
- **Pour la croissance de la masse monétaire (MMT)** : on remarque qu'il y a une forte augmentation de l'effet positif du choc pétrolier sur la MMT dès la première année, cet effet positif commence à baisser dans la deuxième année et en troisième année le choc est devenu négatif jusqu'à la dernière année.
- **Pour le taux de change D(TCH)** : l'effet d'une augmentation du prix de pétrole est négatif pour la première année jusqu'à la quatrième année, et tend vers zéro à partir de la cinquième année.

10. La Décomposition de la variance de l'erreur de prévision

Par une analyse mathématique, la variance de l'erreur de prévision s'écrit à un horizon de h période (dans notre cas h va de 1 à 10) en fonction de la variance de l'erreur affirmée à chacune des variables. Ensuite, il suffit d'effectuer le rapport entre chacun de ces variances et la variance totale afin d'obtenir son poids relatif en pourcentage. Les résultats obtenus nous permettent d'effectuer l'analyse suivante :

Tableau N°14 : Décomposition de la variance de (MMT)

Period	S.E.	MMT	DCRDINT	DINF	DPPT	DTXCHG	DTXINT
1	9.446700	100.0000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
2	9.876352	92.24028	0.258059	0.762160	1.487786	3.764894	1.486821
3	9.998161	90.13364	0.255732	1.525216	1.511762	5.024598	1.549050
4	10.04331	89.32827	0.258104	2.045413	1.531947	5.291573	1.544690
5	10.07380	88.79668	0.265090	2.482222	1.538625	5.379032	1.538355
6	10.10123	88.33497	0.272699	2.891259	1.541114	5.427356	1.532600
7	10.12787	87.89487	0.280288	3.289852	1.542409	5.465266	1.527311
8	10.15430	87.46327	0.287812	3.683233	1.543351	5.500046	1.522284
9	10.18068	87.03641	0.295280	4.072975	1.544184	5.533757	1.517392
10	10.20703	86.61320	0.302693	4.459556	1.544981	5.566994	1.512574

Source : établie par nous même à partir du logiciel eviews 4

D'après les résultats obtenus dans le tableau ci-dessus, on constate qu'à la première année l'innovation de la croissance de la masse monétaire contribue à 100% par sa propre innovation. Au cours de la deuxième année, la variance de l'erreur de prévision de la **MMT** contribue à 92.24% à ses propres innovations. Tandis que les autres innovations ne

Chapitre III : étude économétrique du lien entre les prix du pétrole et les variables financières et monétaires

contribuent que faiblement. A partir de la 3eme période les **PPT** contribuent seulement de 1,51% dans l'explication de la variance de l'erreur du **MMT**.

Tableau N°15 : Décomposition de la variance de DCRD

Period	S.E.	MMT	DCRDINT	DINF	DPPT	DTXCHG	DTXINT
1	9.446700	0.000000	100.0000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
2	9.876352	0.007539	96.83509	0.014957	0.010945	3.012815	0.118656
3	9.998161	0.047920	95.49905	0.173590	0.036478	4.059969	0.182996
4	10.04331	0.085699	95.03955	0.466000	0.041057	4.155766	0.211925
5	10.07380	0.106004	94.66811	0.821816	0.041252	4.139336	0.223487
6	10.10123	0.118772	94.26406	1.199109	0.044902	4.144699	0.228458
7	10.12787	0.128989	93.84233	1.581325	0.050817	4.165422	0.231121
8	10.15430	0.138385	93.41664	1.963046	0.057566	4.191392	0.232970
9	10.18068	0.147510	92.99206	2.342705	0.064536	4.218668	0.234526
10	10.20703	0.156524	92.56997	2.719913	0.071529	4.246087	0.235976

Source : établie par nous même à partir du logiciel eviews 4

D'après les résultats obtenus dans le tableau ci-dessus, on constate qu'à la première année le crédit intérieur contribue à 100% par sa propre innovation.

Au cours de la 2^{ème} période, la variance de l'erreur de prévision de CRD contribue à 96.83% à ses propres innovations, 0.01% par l'innovation de l'inflation et du prix de pétrole, 3.01% du taux de change et 0.11% par l'innovation du taux d'intérêt.

A la dernière année la variance de l'erreur du CRD de 92.56% est expliquée par sa propre innovation, 2.71% par l'inflation, 0.07% par l'innovation du prix de pétrole, 4.24% par le taux de change et 0.23 par l'innovation du taux d'intérêt.

Tableau N°16 : Décomposition de la variance de DINF

Period	S.E.	MMT	DCRDINT	DINF	DPPT	DTXCHG	DTXINT
1	9.446700	0.000000	0.000000	100.0000	0.000000	0.000000	0.000000
2	9.876352	1.493337	0.356973	96.14615	0.973346	0.982379	0.047813
3	9.998161	2.031917	0.440557	93.52266	1.006972	2.779383	0.218515
4	10.04331	2.133092	0.458941	91.57529	1.104440	4.407521	0.320716
5	10.07380	2.143437	0.464166	90.25113	1.191616	5.573615	0.376040
6	10.10123	2.137391	0.466198	89.34735	1.256902	6.383785	0.408373
7	10.12787	2.129961	0.467238	88.70802	1.304684	6.960755	0.429339
8	10.15430	2.123719	0.467888	88.23692	1.340337	7.386986	0.444150
9	10.18068	2.118769	0.468348	87.87680	1.367712	7.713103	0.455268
10	10.20703	2.114829	0.468699	87.59296	1.389321	7.970225	0.463969

Source : établie par nous même à partir du logiciel eviews 4

Chapitre III : étude économétrique du lien entre les prix du pétrole et les variables financières et monétaires

La source de variation de l'inflation provient à 100% par ces propres innovations, Alors que, pour les innovations des autres variables, elles n'ont aucun effet.

Au cours de dernière année, les prévisions de l'inflation est de 87.59% par ces propres innovations, 1.38% par l'innovation du prix du pétrole, 2.11% de la croissance de la masse monétaire et 0.46% de l'innovation du taux d'intérêt.

Tableau N°17 :Décomposition de la variance de DTCH

Period	S.E.	MMT	DCRDINT	DINF	DPPT	DTXCHG	DTXINT
1	9.446700	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	100.0000	0.000000
2	9.876352	0.349229	0.104950	1.094146	1.986742	96.35940	0.105532
3	9.998161	0.662079	0.133593	2.749433	1.978530	94.35732	0.119049
4	10.04331	0.764028	0.154250	4.564158	1.938193	92.43591	0.143464
5	10.07380	0.811760	0.174009	6.367933	1.901440	90.58443	0.160430
6	10.10123	0.844812	0.193227	8.112589	1.867113	88.81013	0.172131
7	10.12787	0.873202	0.211696	9.788795	1.834430	87.11052	0.181360
8	10.15430	0.899607	0.229377	11.39752	1.803120	85.48092	0.189454
9	10.18068	0.924766	0.246319	12.94211	1.773062	83.91679	0.196954
10	10.20703	0.948906	0.262578	14.42619	1.744178	82.41408	0.204070

Source : établie par nous même à partir du logiciel eviews 4

Au cours de la première année, on constate que la variance de l'erreur de la prévision de taux de change est expliquée à 100% par ces propres innovations.

A la deuxième période, les prévisions du taux de change est expliqué de 96.35% par ces propres innovations, 1.98% par l'innovation du prix du pétrole et 1.09% par l'inflation.

A la dernière année la prévision du taux de change est expliquée à 82.41% par ces propres innovations, 1.74% par l'innovation du prix de pétrole, 14.42% par l'innovation de l'inflation.

Tableau N°18 :Décomposition de la variance de DI

Period	S.E.	MMT	DCRDINT	DINF	DPPT	DTXCHG	DTXINT
1	9.446700	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	100.0000
2	9.876352	0.057884	0.012723	0.066485	0.995634	0.629449	98.23782
3	9.998161	0.057054	0.033440	0.225027	0.998359	1.265953	97.42017
4	10.04331	0.056820	0.041149	0.393454	0.993884	1.533443	96.98125
5	10.07380	0.057681	0.044310	0.557028	0.992015	1.642774	96.70619
6	10.10123	0.059981	0.046158	0.716290	0.990241	1.699244	96.48809
7	10.12787	0.063214	0.047611	0.873232	0.988385	1.738200	96.28936
8	10.15430	0.066890	0.048941	1.029063	0.986503	1.771148	96.09746

Chapitre III : étude économétrique du lien entre les prix du pétrole et les variables financières et monétaires

9	10.18068	0.070745	0.050233	1.184339	0.984615	1.802015	95.90805
10	10.20703	0.074662	0.051513	1.339285	0.982726	1.832165	95.71965

Source : établie par nous même à partir du logiciel eviews 4

La variance de l'erreur de la prévision de **DI** est expliquée majoritairement à 100% par ces propres innovations. Les innovations des autres variables n'ont aucun effet.

Pour la dernière année, la variance de l'erreur de la prévision de **DI** est toujours expliquée majoritairement à 95.71% par ces propres innovations1.83 par l'innovation de l'economie **DTCH**, 0.98% par l'innovation de **DPPT**, 1.33 par l'innovation d'**INF**, 0.07% par l'innovation de **MMT** et 0.05% par l'innovation de **DCRD**.

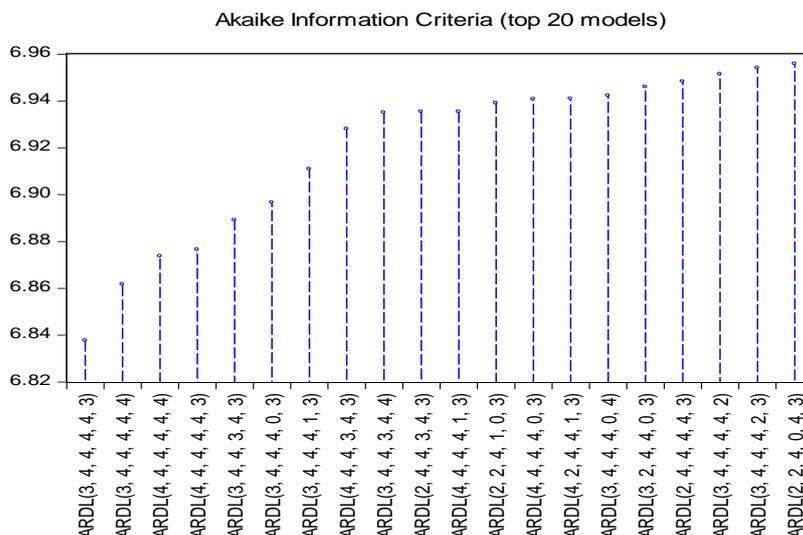
Puisque les variables ne sont pas intégrées du même ordre, l'application du VECM n'est pas possible. C'est pourquoi le recours au modèle ARDL pourrait vérifier l'existence d'une relation de cointégration du long terme(en utilisant le logiciel Eviews 9).

11. le modèle ARDL

La représentation ARDL (autorégressif à retards échelonnés) permet d'identifier et d'analyser la relation de long-terme et de court-terme entre les variables explicatives et la variable à expliquer. En effet, en vue de mettre d'apporter des éléments de réponse à notre problématique, nous avons sélectionné des variables que nous jugeons pertinentes pour une telle modélisation.

11.1. Détermination du nombre de retard

Figure n°20 : Le graphique du critère d'information Schwarz (SIC).



Source : établie par nous même à partir du logiciel eviews 9

Chapitre III : étude économétrique du lien entre les prix du pétrole et les variables financières et monétaires

A partir du graphe ci-dessus (selon le critère d'information Schwarz), le modèle ARDL (3, 4, 4, 4, 4, 3) est le meilleur modèle car la valeur du SIC est la minimale.

11.2. Estimation du modèle ARDL (3, 4, 4, 4, 4, 3) :

Pour estimer le modèle ARDL, une condition qui doit être respectée, c'est celle de nombre d'intégration des variables, elles doivent être intégrées I(1) ou I(0). Eviews 9, offre la possibilité d'effectuer la modélisation ARDL d'une manière automatique. Pour le choix du nombre des retards, nous avons utilisé le critère d'information Schwarz (SIC).

Tableau N°20 : résultat d'estimation

Dependent Variable: MMT Method: ARDL Date: 05/24/18 Time: 13:39 Sample (adjusted): 1974 2016 Included observations: 43 after adjustments Maximum dependent lags: 4 (Automatic selection) Model selection method: Akaike info criterion (AIC) Dynamic regressors (4 lags, automatic): CRD I INF PPT TCH Fixed regressors: C Number of models evaluated: 12500 Selected Model: ARDL(3, 4, 4, 4, 4, 3)				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*
MMT(-1)	-0.241713	0.163699	-1.476572	0.1605
MMT(-2)	-0.346716	0.157794	-2.197269	0.0441
MMT(-3)	-0.283163	0.177264	-1.597409	0.1310
CRD	0.034325	0.334894	0.102494	0.9197
CRD(-1)	0.431418	0.320339	1.346755	0.1981
CRD(-2)	-0.514575	0.402610	-1.278097	0.2206
CRD(-3)	0.255987	0.403486	0.634439	0.5354
CRD(-4)	-0.744582	0.330256	-2.254560	0.0395
I	-1.892587	1.447734	-1.307276	0.2108
I(-1)	1.548645	1.980488	0.781951	0.4464
I(-2)	-2.885516	1.911968	-1.509186	0.1520
I(-3)	1.862825	2.107525	0.883892	0.3907
I(-4)	1.544924	1.243425	1.242474	0.2331
INF	1.119553	0.484293	2.311728	0.0354
INF(-1)	-0.187495	0.510535	-0.367251	0.7186
INF(-2)	-0.224068	0.728504	-0.307573	0.7626
INF(-3)	0.913719	0.647269	1.411652	0.1785
INF(-4)	-1.399869	0.513292	-2.727238	0.0156
PPT	0.015223	0.161518	0.094252	0.9262
PPT(-1)	0.120428	0.183909	0.654821	0.5225
PPT(-2)	0.009931	0.198713	0.049979	0.9608
PPT(-3)	0.042169	0.202704	0.208034	0.8380
PPT(-4)	-0.333720	0.180116	-1.852805	0.0837
TCH	-0.446869	0.680503	-0.656675	0.5213
TCH(-1)	1.034594	0.663341	1.559671	0.1397
TCH(-2)	0.001849	0.780484	0.002369	0.9981
TCH(-3)	-0.990529	0.613448	-1.614691	0.1272

Chapitre III : étude économétrique du lien entre les prix du pétrole et les variables financières et monétaires

C	63.80310	22.85700	2.791403	0.0137
R-squared	0.834734	Mean dependent var	16.73744	
Adjusted R-squared	0.537254	S.D. dependent var	9.588874	
S.E. of regression	6.522873	Akaike info criterion	6.837682	
Sum squared resid	638.2180	Schwarz criterion	7.984510	
Log likelihood	-119.0102	Hannan-Quinn criter.	7.260597	
F-statistic	2.806021	Durbin-Watson stat	3.059907	
Prob(F-statistic)	0.019979			

Source : établie par nous même à partir du logiciel evIEWS 9

Les résultats d'estimation montrent que tous les coefficients qui ont des probabilités signalées en gras sont d'un point de vue statistique significatifs au seuil de 5%.

La qualité d'ajustement du modèle est de 83 % .La statistique de Fisher associée (2.80) est inférieure à la valeur lue dans la table de Fisher au seuil de 5% qui est de 2.90%.D'après les résultats d'estimation et selon la règle de Granger ($R^2=0.53 < DW=3.05$) le modèle est de bonne régression et nous confirme aussi que les variables utilisées sont bien stationnaire.

11.3. Test de cointégration BOUNDS TEST

Tableau n°21: résultat de test de cointegration (Bounds-tes)

ARDL Bounds Test		
Date: 05/24/18 Time: 13:48		
Sample: 1974 2016		
Included observations: 43		
Null Hypothesis: No long-run relationships exist		
Test Statistic	Value	k
F-statistic	5.401760	5
Critical Value Bounds		
Significance	I0 Bound	I1 Bound
10%	2.26	3.35
5%	2.62	3.79
2.5%	2.96	4.18
1%	3.41	4.68

Source : établie par nous même à partir du logiciel evIEWS 9

Les résultats de la procédure «<bounds test >> ci-dessus montrent que la statistique de Fisher (5.401760) est supérieure à la borne supérieure pour les différents seuils de

Chapitre III : étude économétrique du lien entre les prix du pétrole et les variables financières et monétaires

significativité. Donc nous rejetons l'hypothèse H0 d'absence de relation de long terme et nous concluons l'existence d'une relation de cointégration entre les différentes variables au seuil de 5%.

11.4. Estimation de la relation a long terme

Tableau N°22: Test ARDL de cointégration et la forme de long terme

ARDL Cointegrating And Long Run Form
 Dependent Variable: MMT
 Selected Model: ARDL(3, 4, 4, 4, 4, 3)
 Date: 05/24/18 Time: 14:04
 Sample: 1970 2016
 Included observations: 43

Cointegrating Form

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(MMT(-1))	0.629880	0.268753	2.343710	0.0333
D(MMT(-2))	0.283163	0.177264	1.597409	0.1310
D(CRD)	0.034325	0.334894	0.102494	0.9197
D(CRD(-1))	0.514575	0.402610	1.278097	0.2206
D(CRD(-2))	-0.255987	0.403486	-0.634439	0.5354
D(CRD(-3))	0.744582	0.330256	2.254560	0.0395
D(I)	-1.892587	1.447734	-1.307276	0.2108
D(I(-1))	2.885516	1.911968	1.509186	0.1520
D(I(-2))	-1.862825	2.107525	-0.883892	0.3907
D(I(-3))	-1.544924	1.243425	-1.242474	0.2331
D(INF)	1.119553	0.484293	2.311728	0.0354
D(INF)	0.224068	0.728504	0.307573	0.7626
D(INF)	-0.913719	0.647269	-1.411652	0.1785
D(INF)	1.399869	0.513292	2.727238	0.0156
D(PPT)	0.015223	0.161518	0.094252	0.9262
D(PPT(-1))	-0.009931	0.198713	-0.049979	0.9608
D(PPT(-2))	-0.042169	0.202704	-0.208034	0.8380
D(PPT(-3))	0.333720	0.180116	1.852805	0.0837
D(TCH)	-0.446869	0.680503	-0.656675	0.5213
D(TCH(-1))	-0.001849	0.780484	-0.002369	0.9981
D(TCH(-2))	0.990529	0.613448	1.614691	0.1272
CointEq(-1)	-1.871593	0.336117	-5.568277	0.0001

$$\text{Cointeq} = \text{MMT} - (-0.2871 * \text{CRD} + 0.0953 * \text{I} + 0.1185 * \text{INF} - 0.0780 * \text{PPT} - 0.2142 * \text{TCH} + 34.0903)$$

Source : établie par nous même à partir du logiciel eviews 9

On désigne par **D** la différence première des variables considérées. Le terme **CointEq (-1)** correspond au résidu retardé issu de l'équation d'équilibre de long terme. Son coefficient estimé est négatif et largement significatif, confirmant ainsi l'existence d'un mécanisme à correction d'erreur. Ce coefficient, qui exprime le degré avec lequel la variable **MMT** (la

croissance de la masse monétaire) sera rappelée vers la cible de long terme, est estimé de - **1.871** pour notre modèle ARDL, traduisant ainsi un ajustement à la cible de long terme.

Les résultats de court terme montrent que la croissance de la masse monétaire de T-1 a un impact positif sur la croissance de la masse monétaire avec un coefficient de 0.62. Tandis que la variable de la masse monétaire de l'année T et T-1 ne semble pas avoir un effet de court terme sur la croissance de la masse monétaire. Les crédits de l'année T-3 ont un impact positif sur la croissance de la masse monétaire tandis que les autres variables des années t-2, t-1 et t ont un impact négatif sur MMT. Et pour l'inflation des années t et t-3, ils impactent positivement la croissance de la masse monétaire. Tandis que les autres variables (le taux d'intérêt, les prix du pétrole le taux de change) ont un impact négatif sur la croissance de la masse monétaire.

Tableau N°23: coefficients de long terme

Long Run Coefficients				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
CRD	-0.287149	0.136827	-2.098631	0.0532
I	0.095261	0.979889	0.097216	0.9238
INF	0.118530	0.447988	0.264583	0.7949
PPT	-0.077992	0.061338	-1.271503	0.2229
TCH	-0.214232	0.146007	-1.467271	0.1630
C	34.090265	11.215934	3.039449	0.0083

Source : établie par nous même à partir du logiciel evIEWS 9

La normalisation par rapport à la variable MMT permet de réécrire l'équation de long terme sous la forme :

$$\text{MMT} = -0.287149 \text{ CRD} + 0.095261 \text{ I} + 0.118530 \text{ INF} - 0.077992 \text{ PPT} - 0.214232 \text{ TCH} + 34.090265$$

Ces résultats montrent que les crédits ont un effet négatif sur la croissance de la masse monétaire a long terme avec des degrés de -0.28, dans ce cas lorsque les crédits, les crédits augmentent de 1% la croissance de la masse monétaire augmente de 0.28%.

Section 3 : étude économétrique du modèle VAR en utilisant des données mensuelles

Dans cette étude, le choix des variables s'est effectué sur la base de la disponibilité des informations au niveau de la banque d'Algérie, ONS, Bourse d'Alger et d'autres sources.

Les variables retenues sont : Le taux de change (TCH), Les prix du pétrole(PPT),Le taux intérêt (I),La masse monétaire (M2),indice des prix a la consommation (IPC), crédit au secteur privé (CRDPRIV), crédit au secteur public (CRDPUB), l'indice Bourcier (INB).

L'essentiel des 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. Ce sont des données mensuelles couvrant la période janvier 2012- septembre 2017 soit 67 observations.

1. détermination de nombre de retards

Tableau N°24: détermination de nombre de retard

Séries nombres		0	1	2	3	4
CRDPRIV	AIC	13.95182	13.99215	14.03462	14.07869	14.12139
	SC	14.04974	14.12377	14.20051	14.27941	14.35752
CRDPUB	AIC	11.70900	11.70344	11.75083	11.79800	11.84731
	SC	11.80771	11.83615	11.91809	12.00039	12.08544
INB	AIC	25.05237	25.09740	25.14387	25.19161	25.24032
	SC	25.15029	25.22902	25.30975	25.39233	25.47645
IPC	AIC	3.707685	3.686175	3.668704	3.671084	3.695422
	SC	3.805605	3.817799	3.834587	3.871796	3.931550
M2	AIC	12.69489	12.72942	12.76427	12.76227	12.74555
	SC	12.79281	12.86105	12.93015	12.96298	12.98168
I	AIC	1.270168	1.290312	1.329532	1.568445	1.377762
	SC	1.368088	1.421935	1.495415	2.429578	1.613890
	AIC	3.567163	3.504486	3.536699	3.553508	3.584103

Chapitre III : étude économétrique du lien entre les prix du pétrole et les variables financières et monétaires

TCH						
	SC	3.665083	3.636110	3.702582	3.754221	3.820231
PPT	AIC	5.767286	5.694521	5.701490	5.734398	5.778861
	SC	5.865206	5.826145	5.867373	5.935110	6.014989

Source : établie par nous même à partir du logiciel eviews 4

La minimisation des critères Akaike et Schwarz admet un nombre de décalages de $P=0$ pour les variables CRDPUB, CRDPRIV, I, INB et M2; Et un décalage de $p=1$ pour les variables TCH, IPC, et PPT.

2. Test de dickey fuller augmenté : Dans le test de DF augmenté on va suivre la même procédure qu'on a faite dans l'étude des variables des données annuelles.

Tableau N°25 : test de dikey fuller augmenté

Les variables	modèle	En niveau					En différence premier		
		TC	TT	ADF	Valeur C	DECI	ADF	VAL C	DECI
CRDPRIV	Modèle 3	2.26	2.79	-	-		-	-	-
	Modèle 2	0.94	-	-	-		-	-	-
	Modèle 1		-	5.68	-1.96	NS	-2.34		I(1)
CRDPUB	Modèle 3	1.48	2.79	-	-	NS	-	-	-
	Modèle 2	1.71	2.54	-	-	NS	-	-	-
	Modèle 1	-	-	3.36	-1.96	NS	-5.82	-1.96	I(1)
INB	Modèle 3	0.69	2.79	-	-	NS	-	-	-
	Modèle 2	2.33	2.54	-	-	NS	-	-	-
	Modèle 1	-	-	-7.66	-1.96	S	-	-	I(0)
IPC	Modèle 3	1.81	2.79	-	-	NS	-	-	-
	Modèle 2	0.25	2.54	-	-	NS	-	-	-
	Modèle 1	-	-	3.93	-1.96	NS	-5.42	-1.96	I(1)
M2	Modèle 3	0.90	2.79	-	-	NS	-	-	-
	Modèle 2	2.22	2.54	-	-	NS	-	-	-
	Modèle 1	-	-	3.67	-1.96	NS	-7.26	-1.96	I(1)

Chapitre III : étude économétrique du lien entre les prix du pétrole et les variables financières et monétaires

I	Modèle 3	2.04	2.79	-	-	NS	-	-	-
	Modèle 2	1.93	2.54	-	-	NS	-	-	-
	Modèle 1	-	-	-1.35	-1.96	NS	-8.05	-1.96	I(1)
TCH	Modèle 3	1.46	2.79	-	-	NS	-	-	-
	Modèle 2	0.77	2.54	-	-	NS	-	-	-
	Modèle 1	-	-	2.26	-1.96	NS	-3.79	-1.96	I(1)
PPT	Modèle 3	1.22	2.79	-	-	NS	-	-	-
	Modèle 2	1.30	2.54	-	-	NS	-	-	-
	Modèle 1	-	-	-1.12	-1.96	NS	-5.73	-1.96	I(1)

Source : établie par nous même à partir du logiciel evIEWS 4

A travers les résultats trouvés sur les tests de racine unitaire ADF, nous remarquons si en compare t calculé aux t tabulés au seuil de 5% on conclue que la variable (INB) est stationnaire au niveau par contre les variables (CRDPRIV, CRDPUB, IPC, M2, I, TCH, PPT) sont stationnaires par la première différence.

3. La modélisation VAR (voir l'annexe)

Les résultats de la modélisation VAR montrent les prix du pétrole influence positivement et significativement le taux de change (TCH), l'indice du prix à la consommation (IPC).

4. Le test de causalité au sens de grenger

Tableau N°26 : Le test de causalité au sens de grenger

Pairwise Granger Causality Tests			
Date: 05/24/18 Time: 18:43			
Sample: 2012:01 2017:12			
Lags: 2			
Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
DTCH does not Granger Cause DM2	66	4.72628	0.01235
DM2 does not Granger Cause DTCH		0.85560	0.43006
INB does not Granger Cause DM2	66	0.20864	0.81226
DM2 does not Granger Cause INB		5.02530	0.00954
DTCH does not Granger Cause DPPT	66	0.79127	0.45786
DPPT does not Granger Cause DTCH		4.20106	0.01953
DIPC does not Granger Cause DPPT	66	3.76241	0.02879
DPPT does not Granger Cause DIPC		4.53142	0.01463
DCRD PUB does not Granger Cause DIPC	65	0.69270	0.50418
DIPC does not Granger Cause DCRDPUB		4.03146	0.02276

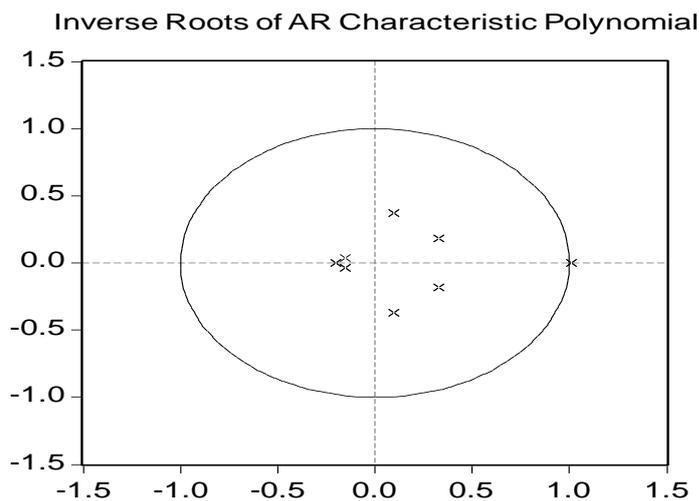
CRDPRIV does not Granger Cause DIPC	66	3.59649	0.03338
DIPC does not Granger Cause CRDPRIV		3.28950	0.04398
CRDPRIV does not Granger Cause DI	66	0.52190	0.59601
DI does not Granger Cause CRDPRIV		4.37928	0.01670

Source : établie par nous même à partir du logiciel evIEWS 4

A partir du tableau ci-dessus, nous constatons qu'il existe une causalité unidirectionnelle au seuil de 5% le taux de change(TCH) et la masse monétaire(M2), la masse monétaire(M2)et l'indice Bourcier (INB), les prix du pétrole (PPT) et le taux de change(TCH), les prix du pétrole (PPT) et l'indice des prix a la consommation (IPC), l'indice des prix a la consommation (IPC) et les crédits public (CRDPUB), les crédits privé(CRD PRIV) et l'indice des prix a la consommation (IPC), ainsi le taux d'intérêt (I) cause crédit privé(CRDPRIV).

5. cercle de la racine unitaire

Figure n°21 : stationnarité du modèle VAR



Source : établie par nous même à partir du logiciel evIEWS 4

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.

6. Test de validation

6.1. Test d'autocorrélation des résidus

Tableau N°27 : Le test d'autocorrélation des résidus

Lags	LM-Stat	Prob
1	82.96638	0.0557
2	94.56393	0.0078
3	76.79929	0.1310
4	67.18588	0.3685
5	69.02299	0.3116
6	103.5748	0.0013
7	64.03548	0.4752
8	47.88096	0.9339
9	83.35993	0.0525
10	65.07631	0.4390
11	81.97353	0.0645
12	96.61192	0.0053

Probs from chi-square with 64 df.

Source : établie par nous même à partir du logiciel evIEWS 4

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.

6.2. Test d'hétéroscédasticité:

Tableau N°28: Test d'hétéroscédasticité

Chi-sq	df	Prob.
623.0599	576	0.0853

Source : établie par nous même à partir du logiciel evIEWS 4

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

L'objectif de ce chapitre était de tester empiriquement la relation entre des variables financières et monétaires et les prix du pétrole en Algérie avec l'étude des données annuelles et mensuelles sur des périodes allant de 1970 jusqu'à 2016 et de 2012 à septembre 2017.

Dans l'étude des données annuelles, notre analyse a débuté par l'étude graphique de chaque série, afin d'entrevoir leur évolution dans le temps. Ensuite, nous avons utilisé le test de racine unitaire (ADF) qui nous a montré que toutes les séries ne sont pas stationnaires en niveau, mais stationnaires en première différence, sauf la croissance de la masse monétaire.

Après avoir choisi le nombre de retards optimaux, les résultats de l'estimation du modèle VAR (1), nous ont conduit à conclure que les prix du pétrole ont une influence sur la croissance de la masse monétaire.

Les résultats d'estimations ont révélé que le sens de causalité entre les variables, indique qu'aucune relation entre les variables endogènes et les variables exogènes.

Les résultats de l'analyse des fonctions de réponse impulsionnelle montrent qu'un choc positif sur les prix de pétrole entraîne un effet positif sur toutes les variables, mais l'intensité de cet effet tend vers zéro à la fin de la période.

La décomposition de la variance fondée sur le modèle VAR montre que les variables financières et monétaires s'expliquent par les prix du pétrole. Comme les variables ne sont pas intégrées du même ordre, l'application du VECM n'est pas possible. Alors nous avons appliqué le modèle ARDL.

Nous avons utilisé le modèle ARDL pour estimer une relation de long terme à partir de tests de limite de cointégration (bounds test) nous avons conclu l'existence d'une relation de cointégration entre les différentes variables. D'après les résultats de long terme nous avons constaté que la croissance de la masse monétaire est significative.

Pour le modèle qui est basé sur des données mensuelles nous avons utilisé les mêmes étapes que l'annuel, les résultats de l'estimation du modèle VAR (1) nous ont conduit à conclure l'existence de relations significatives entre TCH, IPC et les prix du pétrole. Et une relation de causalité entre PPT et TCH, IPC ; entre CRDPRIV et IPC, I et CRDPRIV.

Conclusion général

L'analyse de l'impact des fluctuations des prix du pétrole sur les variables financières et monétaires en Algérie nous a permis de démontrer qu'il existe un lien entre les variables financières et monétaires et les prix du pétrole en Algérie. Ainsi, les prix du pétrole affectent fortement la croissance de la masse monétaire, le taux de change, l'indice des prix à la consommation, l'inflation, taux d'intérêt, les crédits.

L'objectif de notre travail consiste à étudier le lien entre les prix du pétrole et les variables financières et monétaires en Algérie à travers une étude empirique basée sur le modèle VAR couvrant deux périodes : données annuelles allant de 1970 à 2016 et les données mensuelles de 2012-2017.

Dans le premier chapitre, nous avons présenté le fondement théorique et empirique du lien entre les prix du pétrole et les variables financières et monétaires ou nous avons fait recours aux analyses de multiples auteurs réputés dont la plupart ont conclu qu'il existe une relation entre les prix du pétrole et les variables financières et monétaires.

A travers le deuxième chapitre nous avons abordé l'évolution comparée des prix du pétrole et les variables financières et monétaires en Algérie, nous avons donc procédé à une analyse graphique qui nous a permis d'expliquer la nature du lien qui existe entre les fluctuations des prix du pétrole et les variables financières et monétaires. Nous avons notamment évoqué la place qu'occupent les hydrocarbures dans l'économie Algérienne et le degré de dépendance de ce secteur vis-à-vis des recettes générés par les exportations de ces matières.

Pour mieux comprendre la relation qui existe entre les variables financières et monétaires et les fluctuations des prix du pétrole en Algérie, on a tenté de mesurer ce lien empirique économétrique sur la période 1970-2016 nous avons procédé à une modélisation économétrique en utilisant une approche basée sur le modèle VAR passant par le test de causalité, l'analyse des chocs, la décomposition de la variance et celui de la cointégration. Les résultats d'estimations du modèle VAR indiquent que les variables exogènes ont une incidence sur les variables endogènes. En d'autres termes la relation entre les prix du pétrole et les variables financières et monétaires est bel et bien existante et que les prix du baril exercent effectivement une incidence relative sur la croissance de la masse monétaire.

L'analyse de choc, à travers l'analyse des fonctions de réponse impulsionnelle montre qu'un choc positif sur les prix de pétrole entraîne un effet positif sur toutes les variables, mais l'intensité de cet effet tend vers zéro à la fin de la période.

La décomposition de la variance fondée sur le modèle VAR montre que les variables financières et monétaires s'expliquent par les prix du pétrole.

L'estimation de l'équation du modèle VAR basé sur données mensuelles stipule que le taux de change (TCH), l'indice du prix à la consommation (IPC) sont influencés positivement et significativement par les prix du pétrole. Les résultats de teste de causalité indiquent l'existence de relation de causalité entre plusieurs variables financières monétaires.

On conclue que les tests effectuée dans les différents pays par de nombreux auteurs sont confirmée dans le cas de l'Algérie.

Table de matière

Sommaire.

Liste des abréviations.

Liste des tableaux.

Liste des figures .

Introduction générale.....01

Chapitre I : fondement théorique et empirique du lien entre les prix du pétrole et les variables financières et monétaires.....04

Introduction04

Section 01 : le lien entre les prix du pétrole et les indices boursier04

1.1 Les études empiriques menées dans les pays développés05

1.1.1. Jones et Kaul (1996)05

1.1.2. Sadorsky (1999)05

1.1.3. Park et Ratti (J. Park et Ratti 2008)05

1.1.4. Aloui et Jammazi06

1.1.5. Alsalman (Alsalman 2016)06

1.1.6. WanhaiYou, YaweiGuob, Huiming Zhub, YongTang (2017).....06

1.1.7. Magnus Bakken (2017)07

1.1.8. Hatemi et al (Hatemi-J, Al Shayeb et Roca 201708

1.2. Dans les pays de CCG08

1.2.1. Hamoudeh et Eleisa (2004).....08

1.2.2. Zarour (2006)08

1.2.3. Hamoudeh et Choi (2006).....09

1.2.4. Onour (2008).....09

1.2.5. Mohamed El Hedi Arouri (LEO), Julien Fouquau (2009).....09

1.2.6. Arouri, Lahiani et Nguyen (Arouri, Lahiani et Nguyen, 201110

1.2.7. Salah A. Nusair et Jamal A.Al-Khasawneh (2017)10

1.2.8. Sunil K. Mohanty, Joseph Onochie Abdulrahman F. Alshehri (2017).....11

Section 02 : Le lien entre le prix du pétrole et le secteur financier.....11

2.1. Les canaux de transmission11

2.2. Quelques études empiriques portant sur la relation du prix du pétrole et le secteur financier14

2.2.1. Chinazaekpere Nwani at *al*14

2.2.2. Poghosyan et Hesse et al. (2009)14

Section 03 : La relation entre le prix du pétrole et le taux de change16

3.1. Les Canaux de transmission	16
3.2 La revue de la littérature empirique	17
3.2.1. Golub (1983)	17
3.2.2. Bodenstein et Guerrieri (2007)	17
3.2.3. Chaudhuri et Daniel (1998)	18
3.2.4. Amano et Van Norden (1995)	18
3.2.5. Jiménez-Rodriguez et Sanches (2004)	18
3.3. La relation de prix du pétrole et le taux d'intérêt, et les variables monétaires	18
3.3.1. Barsky et Kilian (2002)	19
3.3.2. Blanchard et Galí	19
3.3.3. Kilian et Lewis (2009)	19
3.3.4. Reicher P C (2010)	20
3.3.5. Belke, Bordon et Hendricks (2010)	20
3.3.6. Bodenstein, Guerrieri et Kilian (2012)	20
3.3.7. Ratti et Vespignani (2016)	20
Conclusion	22
Chapitre II : L'évolution des prix du pétrole et les variables financières et monétaires	23
Introduction	23
Section 01 : Le lien entre les prix de pétrole et les variables monétaires et financières	23
1. l'impact des exportations sur les prix du pétrole	23
2. L'évolution des exportations d'hydrocarbure en Algérie, 2012,2017 en dollar courant	24
3. L'évolution du PIB par rapport aux prix du pétrole	25
4. l'évolution de la masse monétaire par rapport aux prix du pétrole	26
5. L'évolution du taux d'intérêt par rapport aux prix du pétrole	26
6. L'évolution de l'inflation par rapport aux prix du pétrole	27
7. L'évolution de taux de change par rapport aux prix du pétrole	28
8. L'évolution du crédit intérieur par rapport aux prix du pétrole	29
Section 02 : la politique monétaire et politique de change en Algérie	29
1. La politique monétaire	29
1.1 La conduite de la politique monétaire de 1999 au 2014	30
1.1.1. L'objectif final	31

1.1.2. Les objectifs intermédiaires	31
1.1.3. Les instruments de la politique monétaire durant la période 1999 au 201	32
1.1.4. Evolution du taux d'inflation de 1999 à 2014	32
1.2. La conduite de la politique monétaire en 2015	33
2. la politique de change	35
2.1. Évolution de politique de change en Algérie depuis 1962 au 2014	35
2.1.1. Appartenance à la zone Franc (1962-1963)	35
2.1.2. Ancrage par rapport à une monnaie unique (1964-1973)	35
2.1.3. Régime fixe par rapport à un panier de monnaies (1973-1994)	36
2.1.4. Régime de change de flottement dirigé (1994 –2014)	36
2.2. Les fluctuations récentes des taux de changes de 2014 à nos jours	38
Section 03 : le secteur financier en Algérie	40
1. Evolution du secteur financier en Algérie	40
I- Le marché des titres de capital	41
II- Le marché des titres de créance	41
2. Impact du choc pétrolier de 2014 sur le secteur bancaire	42
Conclusion	43
Chapitre III : étude économétrique du lien entre les prix du pétrole et les variables financières et monétaire	44
Introduction	44
Section 1 : Méthodologie de la recherche	44
1. définition d'une série temporelle	44
2. Etude de la stationnarité des séries	44
3. La non-stationnarité	44
4. Analyse multivariée (Modélisation VAR)	46
Section 2 : Présentation des variables et la modélisation de VAR	47
1. Justification du choix des variables	47
2. Analyse graphique des variables	47
2.1. La croissance de la masse monétaire	47
2.2. le taux de change	48
2.3. le taux d'intérêt	49
2.4. L'inflation	49
2.5. Le crédit intérieur	50
2.6. les prix du pétrole	51
3. Détermination du nombre de retards pour chaque variable	52

4. Test de dickey fuller augmenté	56
5. La modélisation VAR	56
5.1. Choix du nombre de retards	56
5.2. Estimation du modèle VAR(1)	56
6. Le test de causalité au sens de Granger	58
7. Validation du modèle VAR	59
8. Cercle de racine unitaire	61
9. Analyse de choc	61
9.1. Fonction de réponse impulsionnelle	61
10. La Décomposition de la variance de l'erreur de prévision	63
11. Le modèle ARDL	66
11.1. Détermination du nombre de retard	67
11.2. Estimation du modèle ARDL	67
11.3. Test de cointégration BOUNDS TEST	69
11.4. Estimation de la relation à long terme	69
Section 3 : étude économétrique du modèle VAR en utilisant des données mensuelles	71
1. Détermination du nombre de retard	72
2. Test de dickey fuller augmenté	73
3. La modélisation VAR (voir l'annexe)	74
4. Le test de causalité au sens de Granger	74
5. Le cercle de la racine unitaire	74
6. Teste de validation	75
6.1. Test d'autocorrélation des résidus	75
6.2. Test d'hétéroscédasticité	75
Conclusion	76
Conclusion général	77

Bibliographie.

Annexe.

Table de matière.

Résumé.

Bibliographie

Ouvrages

- BEGGA Chérif, MERGHIT Abdelhamid .
- BENBAHMED Tarik, LOHOUES Hervé, CHAUVIN Mickaëlle, 2016, « Perspectives économiques en Afrique, Algérie 2016 », BAFD, OCDE, PNUD
- BOURBONNAIS « économétrie : cours et exercices corrigés», 9eme édition dunod, Paris, 2015,
- ILMANE M.C « Regard sur la politique monétaire en Algérie », conseil national économique et social.Mai 2005
- Régis BOURBONNAIS, « économétrie », Dunod, 7ème édition, Paris, 2009

Thèses et Mémoires

- Benyoussef. F, « La politique de change en Algérie »Université d'Alger.2006
- BENHABIB .A, BENBOUZIANE.M, ZIANI. T, « Marché de change informel est mésalignement : Le cas du Dinar Algérien » université de Tlemcen.2002
- BEGGA Chérif, MERGHIT Abdelhamid, «Aperçus sur la politique de gestion de taux de change en Algérie au lendemain de la transition vers la flexibilité », Université de Sétif, 2012
- Haoua K. « l'impact des fluctuations des prix di pétrole sur les indicateurs économique en Algérie », 2012
- Magnus Bakken “ The dynamics of oil price shocks and stock market movements in Norway. A bivariate GARCH approach » Nord University.(2017)

Articles et revues

- Bénassy-Quéré et al., 2007, citée dans (Fowowe, 2014)
- Bénassy- Quéré, A., Mignon, V., and Penot, A. China and the relationship between the oil price and the dollar. Energy Policy,2007
- Jones C.M. et Kaul G. [1996], « Oil and the Stock Markets »,Cité par Mohamed El Hédi Arouri, Christophe Rault (2010)« Les effets des fluctuations du prix du pétrole sur les marchés boursiers dans les pays du Golfe », Revue économique 2010
- Huang R. D., Masulis R. W. et Stoll H. R « Energy shocks and financial markets », Journal of Futures Markets, 1996
- Mohamed El Hédi Arouri, Christophe Rault« Les effets des fluctuations du prix du pétrole sur les marchés boursiers dans les pays du Golfe », Revue économique 2010
- Mohamed El Hedi Arouri (LEO), Julien Fouquau “On the short-term influence of oil price changes on stock markets in GCC countries: linear and nonlinear analyses”2009
- Mohanty, S.K., Onochie, J. & Alshehri, A.F. Rev Quant Finan “ effects of oil shocks on stock market returns in Saudi Arabia: evidence from industry level analysis”.2017
- Mansouri Soumaya effets du changement du prix du pétrole sur le taux de change réel dans les économies importatrices du pétrole.2008

- Nusair, S.A. & Al-Khasawneh, J.A. Econ Change Restruct , “Oil price shocks and stock market returns of the GCC countries: empirical evidence from quantile regression analysis”.2017
- Reicher P C “The relationship between oil prices and long-term interest rates Kiel Working “2010
- Ronald RATTI, Joaquin VESPIGNANI,« Oil Prices and Global Factor Macroeconomic Variables » September 2016,
- The impact of oil price on bank profitability in Canada”
- The Impact of Oil Prices on the Banking System in the GCC “Prepared by Padamja Khandelwal, Ken Miyajima, and Andre Santos Authorized for distribution by Tim Callen
- Padamja Khandelwal, Ken Miyajima, and Andre Santos Authorized for distribution by Tim Callen “The Impact of Oil Prices on the Banking System in the GCC “

- WanhaiYou, YaweiGuob, Huiming Zhub, YongTangOil price shocks, economic policy uncertainty and industry stock returns in China: Asymmetric effects with quantile regression.2017

Rapports

- Fonds Monétaire International, 2017. "Algérie : Consultations de 2017 au titre de l'article IV", Rapport du FMI n° Rapport N°06/93, 2017.
- la banque mondiale
- office national des statistiques (ONS).
- Rapport du FMI le 5fevrie 2016 document préparé par gorzalo salinage GABON
- Rapport annuel de la banque d'Algérie, 2002
- Rapport du FMI, 2005, n° 05/52
- Rapport annuel de la banque d'Algérie, 2006.
- Rapport de la Banque d'Algérie pour les années 2004/2011/2013/2015/2016
- Rapport FMI 2016
- Rapport du FMI, 2016, « Algérie, consultations de 2016 au titre de l'article IV- communiqué de presse; rapport des services du FMI, 16/127».

Sites internet

- <https://doi.org/10.1007/s11156-017-0682-5>
- <https://hal.archives-ouvertes.fr/hal-00507825>
- <https://www.cogentoa.com/article/10.1080/23322039.2016.1185237.pdf>
- <http://www.imf.org/external/pubs/ft/wp/2009/wp09220.pdf>
- <http://www.sgbv.dz/?page=rubrique&lang=fr&mod=20>

Annexe

ANNEXE N°01 : la base de données annuel

années	lacroissance	inflation	tx de chan	crédit int	ppt	txinteret
1970	12.511832	6.6	4.93706	28.4405104	1.8	3
1971	6.50095602	2.62664165	4.91263834	35.0087124	2.24	3
1972	30.2621185	3.65630713	4.48051495	47.7299373	2.48	3
1973	12.2553614	6.17283951	3.96249541	49.1380234	3.29	3
1974	26.5592771	4.6996124	4.18075	42.0064973	11.58	3
1975	30.9584789	8.23031665	3.94940833	49.9654114	11.53	3.125
1976	29.2046936	9.4307354	4.163825	53.5538469	12.8	3.625
1977	19.1427392	11.9892833	4.14675833	49.9043996	13.92	4
1978	29.8512059	17.5239235	3.9659	53.8222768	14.02	5.33333334
1979	18.1295305	11.3486005	3.85326667	51.9872152	31.61	7.33333334
1980	17.380065	9.5178245	3.83745	48.5083072	36.83	3
1981	16.6935717	14.6548426	4.31580833	52.571055	35.93	3
1982	26.3261081	6.54250963	4.59219167	62.1613702	32.97	3
1983	20.3321488	5.96716393	4.7888	65.0671802	29.55	3
1984	17.351711	8.11639796	4.983375	66.4973834	28.78	3
1985	14.9668493	10.482287	5.0278	68.729828	27.56	3
1986	1.4098097	12.3716092	4.70231667	69.3118504	14.43	3.25
1987	13.6025655	7.44126091	4.84974167	67.5325922	18.44	4
1988	13.5981171	5.91154496	5.91476667	68.1467783	14.92	4
1989	5.182189	9.30436126	7.60855833	63.1937152	18.23	6.66666667
1990	11.4156555	16.6525344	8.95750833	56.1432167	23.73	8
1991	20.8027985	25.8863869	18.472875	46.2891665	20	8
1992	31.2748797	31.6696619	21.836075	7.25481764	19.32	8
1993	7.29664105	20.5403261	23.3454067	6.61775302	16.97	8
1994	15.7048391	29.0476561	35.0585008	6.4891049	15.82	11.33333333
1995	9.46358192	29.7796265	47.6627267	5.19938704	17.02	18.4166667
1996	14.6446455	18.6790759	54.7489333	5.36490271	20.67	19
1997	18.2594754	5.73352275	57.70735	3.90741686	19.09	15.70833333
1998	19.5726203	4.95016164	58.7389583	4.56382248	12.72	11.5
1999	13.9471736	2.64551113	66.573875	5.38808995	17.97	10.75
2000	14.1315028	0.33916319	75.2597917	5.96564015	28.5	10
2001	54.0514087	4.22598835	77.2150208	8.01426428	24.44	9.5
2002	18.0521154	1.41830192	79.6819	12.1997915	25.02	8.58333333
2003	16.3061557	4.26895396	77.394975	11.2223251	28.83	8.125
2004	10.4512235	3.9618003	72.06065	10.9977795	38.27	8
2005	11.6936035	1.38244657	73.2763083	11.92915	54.52	8
2006	19.6447766	2.31452409	72.6466167	12.1170983	65.14	8
2007	23.0907392	3.67382727	69.2924	12.9901034	72.39	8
2008	16.0370823	4.86299053	64.5828	12.7958001	97.26	8
2009	4.8408351	5.73433341	72.6474167	16.2658054	61.67	8
2010	13.5484317	3.91304348	74.3859833	15.2082411	79.5	8
2011	19.9070033	4.52176466	72.9378833	13.7155106	111.26	8
2012	10.9369171	8.89458529	77.5359667	14.0253067	111.67	8
2013	8.40999984	3.25368418	79.3684	16.4978911	108.66	8
2014	14.4236739	2.91640641	80.5790167	18.3519783	98.95	8

2015	0.29713103	4.78497696	100.691433	21.72547	52.39	8
2016	0.8157745	6.39771411	109.443067	23.0174862	43.55	8

ANNEEX N°02 :Test de dicky-fuller augmenté sur la série crédit intérieur (CRD)

Modele03

ADF Test Statistic	-1.934481	1% Critical Value*	-4.1728
		5% Critical Value	-3.5112
		10% Critical Value	-3.1854

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(CRD)

Method: Least Squares

Date: 05/08/18 Time: 19:45

Sample(adjusted): 1972 2016

Included observations: 45 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
CRD(-1)	-0.118805	0.061415	-1.934481	0.0600
D(CRD(-1))	0.315504	0.144254	2.187149	0.0345
C	7.266914	4.371480	1.662346	0.1041
@TREND(1970)	-0.155054	0.110241	-1.406503	0.1671
R-squared	0.154007	Mean dependent var	-0.266472	
Adjusted R-squared	0.092106	S.D. dependent var	7.107750	
S.E. of regression	6.772513	Akaike info criterion	6.748309	
Sum squared resid	1880.544	Schwarz criterion	6.908901	
Log likelihood	-147.8369	F-statistic	2.487928	
Durbin-Watson stat	2.047152	Prob(F-statistic)	0.073879	

Modèle 02

ADF Test Statistic	-1.314041	1% Critical Value*	-3.5814
		5% Critical Value	-2.9271
		10% Critical Value	-2.6013

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(CRD)

Method: Least Squares

Date: 05/08/18 Time: 19:46

Sample(adjusted): 1972 2016

Included observations: 45 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
CRD(-1)	-0.057718	0.043924	-1.314041	0.1960
D(CRD(-1))	0.304322	0.145702	2.088658	0.0428
C	1.608060	1.729327	0.929876	0.3577
R-squared	0.113188	Mean dependent var	-0.266472	
Adjusted R-squared	0.070959	S.D. dependent var	7.107750	
S.E. of regression	6.850931	Akaike info criterion	6.750987	
Sum squared resid	1971.281	Schwarz criterion	6.871431	

Log likelihood	-148.8972	F-statistic	2.680336
Durbin-Watson stat	2.052975	Prob(F-statistic)	0.080253

modèle01

ADF Test Statistic	-0.955855	1% Critical Value*	-2.6143
		5% Critical Value	-1.9481
		10% Critical Value	-1.6196

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(CRD)

Method: Least Squares

Date: 05/08/18 Time: 19:47

Sample(adjusted): 1972 2016

Included observations: 45 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
CRD(-1)	-0.024761	0.025905	-0.955855	0.3445
D(CRD(-1))	0.285529	0.144066	1.981928	0.0539

R-squared	0.094931	Mean dependent var	-0.266472
Adjusted R-squared	0.073883	S.D. dependent var	7.107750
S.E. of regression	6.840142	Akaike info criterion	6.726920
Sum squared resid	2011.864	Schwarz criterion	6.807217
Log likelihood	-149.3557	Durbin-Watson stat	2.038640

1^{er} différenciation

ADF Test Statistic	-4.090611	1% Critical Value*	-2.6155
		5% Critical Value	-1.9483
		10% Critical Value	-1.6197

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(CRD,2)

Method: Least Squares

Date: 05/09/18 Time: 11:45

Sample(adjusted): 1973 2016

Included observations: 44 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(CRD(-1))	-0.733548	0.179325	-4.090611	0.0002
D(CRD(-1),2)	-0.032834	0.148535	-0.221052	0.8261

R-squared	0.397663	Mean dependent var	-0.259755
Adjusted R-squared	0.383321	S.D. dependent var	8.634309
S.E. of regression	6.780428	Akaike info criterion	6.710347
Sum squared resid	1930.917	Schwarz criterion	6.791446
Log likelihood	-145.6276	Durbin-Watson stat	1.988750

ANNEX N°03 : Test de dicky-fuller augmenté sur la série inflation (INF)

Modèle 03

ADF Test Statistic	-2.237578	1% Critical Value*	-4.1678
		5% Critical Value	-3.5088
		10% Critical Value	-3.1840

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(INF)

Method: Least Squares

Date: 05/08/18 Time: 19:24

Sample(adjusted): 1971 2016

Included observations: 46 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
INF(-1)	-0.202804	0.090636	-2.237578	0.0305
C	2.762060	1.762999	1.566683	0.1245
@TREND(1970)	-0.039181	0.052729	-0.743072	0.4615
R-squared	0.105816	Mean dependent var	-0.004398	
Adjusted R-squared	0.064226	S.D. dependent var	4.801664	
S.E. of regression	4.644910	Akaike info criterion	5.972415	
Sum squared resid	927.7333	Schwarz criterion	6.091674	
Log likelihood	-134.3655	F-statistic	2.544259	
Durbin-Watson stat	1.737783	Prob(F-statistic)	0.090299	

Modèle 02

ADF Test Statistic	-2.140797	1% Critical Value*	-3.5778
		5% Critical Value	-2.9256
		10% Critical Value	-2.6005

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(INF)

Method: Least Squares

Date: 05/08/18 Time: 19:26

Sample(adjusted): 1971 2016

Included observations: 46 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
INF(-1)	-0.188859	0.088219	-2.140797	0.0379
C	1.714378	1.053018	1.628060	0.1107
R-squared	0.094334	Mean dependent var	-0.004398	
Adjusted R-squared	0.073750	S.D. dependent var	4.801664	
S.E. of regression	4.621211	Akaike info criterion	5.941696	
Sum squared resid	939.6462	Schwarz criterion	6.021202	
Log likelihood	-134.6590	F-statistic	4.583010	
Durbin-Watson stat	1.738686	Prob(F-statistic)	0.037870	

Modele 01

ADF Test Statistic	-1.365319	1% Critical Value*	-2.6132
		5% Critical Value	-1.9480
		10% Critical Value	-1.6195

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(INF)

Method: Least Squares

Date: 05/08/18 Time: 19:27

Sample(adjusted): 1971 2016

Included observations: 46 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
----------	-------------	------------	-------------	-------

INF(-1)	-0.079352	0.058120	-1.365319	0.1789
R-squared	0.039776	Mean dependent var	-0.004398	
Adjusted R-squared	0.039776	S.D. dependent var	4.801664	
S.E. of regression	4.705200	Akaike info criterion	5.956713	
Sum squared resid	996.2509	Schwarz criterion	5.996466	
Log likelihood	-136.0044	Durbin-Watson stat	1.827563	

1^{er} différenciation

ADF Test Statistic	-6.407387	1% Critical Value*	-2.6143
		5% Critical Value	-1.9481
		10% Critical Value	-1.6196

*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: 05/08/18 Time: 19:29

Sample(adjusted): 1972 2016

Included observations: 45 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(INF(-1))	-0.958957	0.149664	-6.407387	0.0000
R-squared	0.482503	Mean dependent var	0.124135	
Adjusted R-squared	0.482503	S.D. dependent var	6.692951	
S.E. of regression	4.814724	Akaike info criterion	6.003206	
Sum squared resid	1019.989	Schwarz criterion	6.043354	
Log likelihood	-134.0721	Durbin-Watson stat	1.973334	

ANNEX N°04 : Test de dicky-fuller augmenté sur la série de la masse monétaire (MMT)

Modèle 03

ADF Test Statistic	-5.816273	1% Critical Value*	-4.1678
		5% Critical Value	-3.5088
		10% Critical Value	-3.1840

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(MMT)

Method: Least Squares

Date: 05/08/18 Time: 15:06

Sample(adjusted): 1971 2016

Included observations: 46 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
MMT(-1)	-0.887950	0.152666	-5.816273	0.0000
C	19.65141	4.234491	4.640796	0.0000
@TREND(1970)	-0.205997	0.106311	-1.937682	0.0592
R-squared	0.442586	Mean dependent var	-0.254262	
Adjusted R-squared	0.416659	S.D. dependent var	12.16755	
S.E. of regression	9.293178	Akaike info criterion	7.359432	
Sum squared resid	3713.616	Schwarz criterion	7.478691	
Log likelihood	-166.2669	F-statistic	17.07095	
Durbin-Watson stat	1.990232	Prob(F-statistic)	0.000003	

ADF Test Statistic	-5.347614	1% Critical Value*	-3.5778	
		5% Critical Value	-2.9256	
		10% Critical Value	-2.6005	
*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(CR)				
Method: Least Squares				
Date: 05/08/18 Time: 15:10				
Sample(adjusted): 1971 2016				
Included observations: 46 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
CR(-1)	-0.817016	0.152782	-5.347614	0.0000
C	13.60703	2.951903	4.609579	0.0000
R-squared	0.393914	Mean dependent var	-0.254262	
Adjusted R-squared	0.380139	S.D. dependent var	12.16755	
S.E. of regression	9.579661	Akaike info criterion	7.399666	
Sum squared resid	4037.876	Schwarz criterion	7.479172	
Log likelihood	-168.1923	F-statistic	28.59697	
Durbin-Watson stat	1.971226	Prob(F-statistic)	0.000003	

ANNEX N°05 :Test de dicky-fuller augmenté sur la série de taux de change (TCH)

Modelé 3

ADF Test Statistic	-1.889921	1% Critical Value*	-4.1728	
		5% Critical Value	-3.5112	
		10% Critical Value	-3.1854	
*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(TXCHG)				
Method: Least Squares				
Date: 05/08/18 Time: 15:35				
Sample(adjusted): 1972 2016				
Included observations: 45 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
TXCHG(-1)	-0.099208	0.052493	-1.889921	0.0659
D(TXCHG(-1))	0.392075	0.142660	2.748308	0.0089
C	-2.085209	1.664677	-1.252620	0.2174
@TREND(1970)	0.305153	0.132474	2.303491	0.0264
R-squared	0.265353	Mean dependent var	2.322898	
Adjusted R-squared	0.211598	S.D. dependent var	4.808486	
S.E. of regression	4.269552	Akaike info criterion	5.825582	
Sum squared resid	747.3920	Schwarz criterion	5.986174	
Log likelihood	-127.0756	F-statistic	4.936362	
Durbin-Watson stat	2.012052	Prob(F-statistic)	0.005110	

Modèle 2

ADF Test Statistic	0.588909	1% Critical Value*	-3.5814
		5% Critical Value	-2.9271
		10% Critical Value	-2.6013

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(TXCHG)

Method: Least Squares

Date: 05/08/18 Time: 19:02

Sample(adjusted): 1972 2016

Included observations: 45 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
TXCHG(-1)	0.012455	0.021149	0.588909	0.5591
D(TXCHG(-1))	0.386129	0.149771	2.578135	0.0135
C	1.030506	1.018895	1.011396	0.3176

R-squared 0.170277 Mean dependent var 2.322898

Adjusted R-squared 0.130767 S.D. dependent var 4.808486

S.E. of regression 4.483081 Akaike info criterion 5.902839

Sum squared resid 844.1167 Schwarz criterion 6.023283

Log likelihood -129.8139 F-statistic 4.309657

Durbin-Watson stat 1.982982 Prob(F-statistic) 0.019842

Modèle 1

ADF Test Statistic	1.788802	1% Critical Value*	-2.6143
		5% Critical Value	-1.9481
		10% Critical Value	-1.6196

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(TXCHG)

Method: Least Squares

Date: 05/08/18 Time: 19:04

Sample(adjusted): 1972 2016

Included observations: 45 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
TXCHG(-1)	0.027279	0.015250	1.788802	0.0807
D(TXCHG(-1))	0.398746	0.149290	2.670952	0.0106

R-squared 0.150069 Mean dependent var 2.322898

Adjusted R-squared 0.130303 S.D. dependent var 4.808486

S.E. of regression 4.484276 Akaike info criterion 5.882458

Sum squared resid 864.6754 Schwarz criterion 5.962754

Log likelihood -130.3553 Durbin-Watson stat 1.989668

1^{er} différenciation

ADF Test Statistic	-2.348319	1% Critical Value*	-2.6155
		5% Critical Value	-1.9483
		10% Critical Value	-1.6197

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(TXCHG,2)
 Method: Least Squares
 Date: 05/09/18 Time: 12:26
 Sample(adjusted): 1973 2016
 Included observations: 44 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(TXCHG(-1))	-0.423562	0.180368	-2.348319	0.0236
D(TXCHG(-1),2)	-0.076645	0.190360	-0.402629	0.6893
R-squared	0.222175	Mean dependent var		0.208722
Adjusted R-squared	0.203655	S.D. dependent var		5.259683
S.E. of regression	4.693644	Akaike info criterion		5.974685
Sum squared resid	925.2725	Schwarz criterion		6.055784
Log likelihood	-129.4431	Durbin-Watson stat		2.046441

ANNEX N°06 : Test de dicky-fuller augmenté sur la série de taux d'intérêt (I)

Modèle 3

ADF Test Statistic	-2.566116	1% Critical Value*	-4.1728	
		5% Critical Value	-3.5112	
		10% Critical Value	-3.1854	
*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(TXINT)				
Method: Least Squares				
Date: 05/10/18 Time: 21:01				
Sample(adjusted): 1972 2016				
Included observations: 45 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
TXINT(-1)	-0.189648	0.073905	-2.566116	0.0140
D(TXINT(-1))	0.434006	0.142187	3.052358	0.0040
C	0.823969	0.532938	1.546087	0.1298
@TREND(1970)	0.024875	0.021577	1.152842	0.2557
R-squared	0.238767	Mean dependent var		0.111111
Adjusted R-squared	0.183067	S.D. dependent var		1.695792
S.E. of regression	1.532731	Akaike info criterion		3.776666
Sum squared resid	96.31982	Schwarz criterion		3.937259
Log likelihood	-80.97499	F-statistic		4.286653
Durbin-Watson stat	1.838006	Prob(F-statistic)		0.010128

Modèle 2

ADF Test Statistic	-2.317677	1% Critical Value*	-3.5814	
		5% Critical Value	-2.9271	
		10% Critical Value	-2.6013	
*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(TXINT)				
Method: Least Squares				
Date: 05/10/18 Time: 21:03				
Sample(adjusted): 1972 2016				
Included observations: 45 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.

TXINT(-1)	-0.140588	0.060659	-2.317677	0.0254
D(TXINT(-1))	0.398385	0.139332	2.859251	0.0066
C	1.073611	0.488865	2.196130	0.0337
R-squared	0.214091	Mean dependent var	0.111111	
Adjusted R-squared	0.176666	S.D. dependent var	1.695792	
S.E. of regression	1.538723	Akaike info criterion	3.764123	
Sum squared resid	99.44209	Schwarz criterion	3.884568	
Log likelihood	-81.69278	F-statistic	5.720639	
Durbin-Watson stat	1.821451	Prob(F-statistic)	0.006351	

Modèle 1

ADF Test Statistic	-0.773400	1% Critical Value*	-2.6143
		5% Critical Value	-1.9481
		10% Critical Value	-1.6196

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(TXINT)

Method: Least Squares

Date: 05/10/18 Time: 21:06

Sample(adjusted): 1972 2016

Included observations: 45 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
TXINT(-1)	-0.023020	0.029765	-0.773400	0.4435
D(TXINT(-1))	0.356400	0.144019	2.474681	0.0174

R-squared	0.123842	Mean dependent var	0.111111
Adjusted R-squared	0.103467	S.D. dependent var	1.695792
S.E. of regression	1.605668	Akaike info criterion	3.828384
Sum squared resid	110.8613	Schwarz criterion	3.908680
Log likelihood	-84.13863	Durbin-Watson stat	1.797750

1^{er} différenciation

ADF Test Statistic	-5.077369	1% Critical Value*	-2.6155
		5% Critical Value	-1.9483
		10% Critical Value	-1.6197

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(TXINT,2)

Method: Least Squares

Date: 05/10/18 Time: 21:09

Sample(adjusted): 1973 2016

Included observations: 44 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(TXINT(-1))	-0.858540	0.169091	-5.077369	0.0000
D(TXINT(-1),2)	0.300638	0.147165	2.042862	0.0474

R-squared	0.390598	Mean dependent var	6.72E-17
Adjusted R-squared	0.376089	S.D. dependent var	1.975300
S.E. of regression	1.560251	Akaike info criterion	3.771959
Sum squared resid	102.2441	Schwarz criterion	3.853059
Log likelihood	-80.98311	Durbin-Watson stat	2.075913

ANNEX N°07 :Test de dicky-fuller augmenté sur la série du prix du pétrole (PPT)

Modèle 3

ADF Test Statistic	-1.842834	1% Critical Value*	-4.1678
		5% Critical Value	-3.5088
		10% Critical Value	-3.1840

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(PP)

Method: Least Squares

Date: 05/09/18 Time: 21:55

Sample(adjusted): 1971 2016

Included observations: 46 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PP(-1)	-0.168879	0.091641	-1.842834	0.0723
C	1.602617	3.701252	0.432993	0.6672
@TREND(1970)	0.221117	0.208995	1.057998	0.2960
R-squared	0.078766	Mean dependent var	0.907609	
Adjusted R-squared	0.035918	S.D. dependent var	12.44126	
S.E. of regression	12.21578	Akaike info criterion	7.906328	
Sum squared resid	6416.692	Schwarz criterion	8.025588	
Log likelihood	-178.8456	F-statistic	1.838253	
Durbin-Watson stat	1.678665	Prob(F-statistic)	0.171379	

Modele 02

ADF Test Statistic	-1.596943	1% Critical Value*	-3.5778
		5% Critical Value	-2.9256
		10% Critical Value	-2.6005

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(PP)

Method: Least Squares

Date: 05/09/18 Time: 21:58

Sample(adjusted): 1971 2016

Included observations: 46 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PP(-1)	-0.095128	0.059569	-1.596943	0.1174
C	4.226097	2.751549	1.535898	0.1317
R-squared	0.054784	Mean dependent var	0.907609	
Adjusted R-squared	0.033302	S.D. dependent var	12.44126	
S.E. of regression	12.23234	Akaike info criterion	7.888549	
Sum squared resid	6583.728	Schwarz criterion	7.968055	
Log likelihood	-179.4366	F-statistic	2.550227	
Durbin-Watson stat	1.756644	Prob(F-statistic)	0.117436	

Modèle 1

ADF Test Statistic	-0.656855	1% Critical Value*	-2.6132
		5% Critical Value	-1.9480
		10% Critical Value	-1.6195

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(PP)

Method: Least Squares

Date: 05/09/18 Time: 22:03

Sample(adjusted): 1971 2016

Included observations: 46 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PP(-1)	-0.026032	0.039631	-0.656855	0.5146
R-squared	0.004108	Mean dependent var		0.907609
Adjusted R-squared	0.004108	S.D. dependent var		12.44126
S.E. of regression	12.41567	Akaike info criterion		7.897296
Sum squared resid	6936.703	Schwarz criterion		7.937049
Log likelihood	-180.6378	Durbin-Watson stat		1.784663

1^{ère} différenciation

ADF Test Statistic	-6.036456	1% Critical Value*	-2.6143
		5% Critical Value	-1.9481
		10% Critical Value	-1.6196

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(PP,2)

Method: Least Squares

Date: 05/09/18 Time: 22:10

Sample(adjusted): 1972 2016

Included observations: 45 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(PP(-1))	-0.911594	0.151015	-6.036456	0.0000
R-squared	0.452918	Mean dependent var		-0.206222
Adjusted R-squared	0.452918	S.D. dependent var		16.99047
S.E. of regression	12.56700	Akaike info criterion		7.921997
Sum squared resid	6948.895	Schwarz criterion		7.962145
Log likelihood	-177.2449	Durbin-Watson stat		1.987460

Annexe 08 : modèle VAR

VAR 01

Vector Autoregression Estimates						
Date: 05/12/18 Time: 13:31						
Sample(adjusted): 1972 2016						
Included observations: 45 after adjusting endpoints						
Standard errors in () & t-statistics in []						
	DCRD	DI	DINF	DPPT	DTCH	MMT
DCRD(-1)	0.179232 (0.15412) [1.16294]	0.023131 (0.03446) [0.67123]	0.136454 (0.10724) [1.27239]	0.088119 (0.30110) [0.29265]	-0.023209 (0.10503) [-0.22097]	0.196226 (0.21515) [0.91203]
DI(-1)	0.170922 (0.70596) [0.24211]	0.225057 (0.15785) [1.42572]	-0.842824 (0.49124) [-1.71571]	0.275406 (1.37923) [0.19968]	0.069361 (0.48112) [0.14417]	-0.928157 (0.98554) [-0.94178]
DINF(-1)	-0.413649 (0.24110) [-1.71570]	0.151617 (0.05391) [2.81244]	0.230357 (0.16776) [1.37309]	0.176506 (0.47103) [0.37473]	0.012774 (0.16431) [0.07774]	-0.012894 (0.33657) [-0.03831]
DPPT(-1)	-0.073861 (0.10921) [-0.67631]	-0.011125 (0.02442) [-0.45559]	0.074896 (0.07599) [0.98557]	0.094142 (0.21336) [0.44123]	0.011248 (0.07443) [0.15113]	0.302876 (0.15246) [1.98660]
DTCH(-1)	-0.388992 (0.29433) [-1.32160]	-0.023786 (0.06581) [-0.36142]	-0.037542 (0.20481) [-0.18330]	0.007486 (0.57504) [0.01302]	0.382986 (0.20059) [1.90929]	0.635774 (0.41089) [1.54730]
MMT(-1)	0.058445 (0.12000) [0.48704]	-0.026673 (0.02683) [-0.99409]	-0.111229 (0.08350) [-1.33208]	0.008412 (0.23444) [0.03588]	-0.062652 (0.08178) [-0.76610]	0.156101 (0.16752) [0.93183]
C	-0.361987 (2.44723) [-0.14792]	0.613965 (0.54720) [1.12200]	2.100885 (1.70288) [1.23372]	0.642353 (4.78113) [0.13435]	2.553798 (1.66781) [1.53123]	12.71310 (3.41637) [3.72123]
R-squared	0.191292	0.289673	0.147832	0.014873	0.179302	0.137720
Adj. R-squared	0.063601	0.177516	0.013279	-0.140674	0.049718	0.001571
Sum sq. resids	1797.666	89.87852	870.4182	6861.507	834.9358	3503.393
S.E. equation	6.878008	1.537929	4.785994	13.43748	4.687429	9.601800
F-statistic	1.498085	2.582752	1.098693	0.095615	1.383671	1.011537
Log likelihood	-146.8228	-79.41765	-130.5042	-176.9602	-129.5678	-161.8358
Akaike AIC	6.836570	3.840785	6.111299	8.176008	6.069680	7.503813
Schwarz SC	7.117606	4.121821	6.392336	8.457044	6.350717	7.784849
Mean dependent	-0.266472	0.111111	0.083802	0.918000	2.322898	16.93838
S.D. dependent	7.107750	1.695792	4.818092	12.58164	4.808486	9.609350
Determinant Residual	2.88E+08					
Covariance						
Log Likelihood (d.f. adjusted)	-821.4087					
Akaike Information Criteria	38.37372					
Schwarz Criteria	40.05994					

VAR 02

Vector Autoregression Estimates						
Date: 05/12/18 Time: 14:07						
Sample(adjusted): 1973 2016						
Included observations: 44 after adjusting endpoints						
Standard errors in () & t-statistics in []						
	DCRD	DI	DINF	DPPT	DTCH	MMT
DCRD(-1)	-0.013653 (0.18123) [-0.07533]	0.015560 (0.03602) [0.43197]	0.113860 (0.12877) [0.88423]	0.175402 (0.41175) [0.42599]	-0.026944 (0.12520) [-0.21520]	0.328519 (0.27723) [1.18500]
DCRD(-2)	0.118219 (0.15445) [0.76544]	-0.127836 (0.03070) [-4.16448]	-0.225672 (0.10973) [-2.05653]	0.031699 (0.35089) [0.09034]	-0.283729 (0.10670) [-2.65916]	0.053098 (0.23625) [0.22475]
DI(-1)	1.537597 (0.85253) [1.80358]	0.421426 (0.16944) [2.48713]	-0.901542 (0.60572) [-1.48837]	-0.220721 (1.93690) [-0.11396]	0.599760 (0.58897) [1.01833]	-1.760664 (1.30410) [-1.35010]
DI(-2)	-1.751353 (0.73573) [-2.38043]	0.019892 (0.14623) [0.13604]	0.842501 (0.52274) [1.61170]	-0.622504 (1.67154) [-0.37241]	0.004927 (0.50828) [0.00969]	-0.292116 (1.12544) [-0.25956]
DINF(-1)	-0.677104 (0.28665) [-2.36212]	0.147861 (0.05697) [2.59528]	0.233074 (0.20367) [1.14439]	0.236966 (0.65126) [0.36386]	0.015013 (0.19803) [0.07581]	0.183757 (0.43849) [0.41907]
DINF(-2)	-0.360044 (0.27012) [-1.33290]	-0.140494 (0.05369) [-2.61688]	-0.170925 (0.19192) [-0.89060]	0.377119 (0.61370) [0.61450]	-0.369436 (0.18661) [-1.97970]	0.540676 (0.41320) [1.30851]
DPPT(-1)	-0.120766 (0.10574) [-1.14210]	-0.005427 (0.02102) [-0.25824]	0.116497 (0.07513) [1.55063]	0.121614 (0.24024) [0.50623]	0.004698 (0.07305) [0.06431]	0.326211 (0.16175) [2.01676]
DPPT(-2)	0.154570 (0.11422) [1.35332]	-0.041938 (0.02270) [-1.84742]	-0.161707 (0.08115) [-1.99268]	-0.096508 (0.25949) [-0.37191]	-0.061009 (0.07891) [-0.77319]	0.074804 (0.17471) [0.42815]
DTCH(-1)	-0.536303 (0.32098) [-1.67085]	-0.002507 (0.06380) [-0.03929]	0.196442 (0.22805) [0.86138]	0.092953 (0.72924) [0.12747]	0.316809 (0.22175) [1.42870]	0.690856 (0.49099) [1.40706]
DTCH(-2)	0.391170 (0.39302) [0.99530]	-0.132622 (0.07811) [-1.69781]	-0.694038 (0.27924) [-2.48545]	0.071452 (0.89292) [0.08002]	-0.130201 (0.27152) [-0.47953]	0.413078 (0.60119) [0.68710]
MMT(-1)	0.038964 (0.13068) [0.29815]	-0.000915 (0.02597) [-0.03525]	-0.003764 (0.09285) [-0.04054]	-0.003439 (0.29691) [-0.01158]	-0.033606 (0.09028) [-0.37224]	0.128282 (0.19990) [0.64172]
MMT(-2)	0.011870 (0.11853) [0.10015]	0.008316 (0.02356) [0.35301]	0.043349 (0.08421) [0.51475]	0.027555 (0.26929) [0.10232]	-0.033401 (0.08188) [-0.40791]	0.038917 (0.18131) [0.21464]
C	-1.101345	0.222855	0.324563	0.437504	3.039763	11.36665

	(3.13839)	(0.62377)	(2.22984)	(7.13027)	(2.16815)	(4.80076)
	[-0.35093]	[0.35727]	[0.14555]	[0.06136]	[1.40201]	[2.36768]
R-squared	0.369520	0.596371	0.360525	0.041915	0.388880	0.220668
Adj. R-squared	0.125463	0.440127	0.112986	-0.328956	0.152317	-0.081009
Sum sq. resids	1292.718	51.06664	652.5850	6672.701	616.9780	3024.890
S.E. equation	6.457599	1.283476	4.588151	14.67135	4.461224	9.878111
F-statistic	1.514074	3.816927	1.456440	0.113018	1.643876	0.731470
Log likelihood	-136.8002	-65.71001	-121.7618	-172.9083	-120.5275	-155.5030
Akaike AIC	6.809099	3.577728	6.125538	8.450376	6.069430	7.659226
Schwarz SC	7.336246	4.104875	6.652685	8.977523	6.596577	8.186373
Mean dependent	-0.561647	0.113636	0.062305	0.933409	2.385513	16.63557
S.D. dependent	6.905292	1.715312	4.871611	12.72667	4.845485	9.500778
Determinant Residual Covariance		2.08E+08				
Log Likelihood (d.f. adjusted)		-795.9755				
Akaike Information Criteria		39.72616				
Schwarz Criteria		42.88904				

VAR 03

Vector Autoregression Estimates						
Date: 05/12/18 Time: 14:16						
Sample(adjusted): 1974 2016						
Included observations: 43 after adjusting endpoints						
Standard errors in () & t-statistics in []						
	DCRD	DI	DINF	DPPT	DTCH	MMT
DCRD(-1)	-0.193946 (0.21461) [-0.90372]	0.011886 (0.03987) [0.29811]	0.062804 (0.16847) [0.37279]	0.180469 (0.53975) [0.33436]	-0.132678 (0.14383) [-0.92250]	0.456626 (0.34644) [1.31807]
DCRD(-2)	-0.068992 (0.18420) [-0.37454]	-0.111630 (0.03422) [-3.26195]	-0.265121 (0.14460) [-1.83345]	-0.235374 (0.46327) [-0.50807]	-0.216810 (0.12345) [-1.75629]	-0.128304 (0.29735) [-0.43149]
DCRD(-3)	0.383729 (0.22141) [1.73313]	-0.063565 (0.04113) [-1.54533]	0.066215 (0.17381) [0.38097]	-0.277131 (0.55684) [-0.49768]	-0.009249 (0.14838) [-0.06233]	0.321965 (0.35741) [0.90083]
DI(-1)	2.340469 (0.98600) [2.37370]	0.265798 (0.18318) [1.45100]	-0.865591 (0.77402) [-1.11830]	-1.144200 (2.47979) [-0.46141]	0.685270 (0.66079) [1.03705]	-1.295747 (1.59166) [-0.81409]
DI(-2)	-1.260327 (1.01216) [-1.24518]	0.115231 (0.18804) [0.61279]	0.980980 (0.79456) [1.23462]	0.653967 (2.54559) [0.25690]	0.475106 (0.67832) [0.70042]	-0.954108 (1.63389) [-0.58395]
DI(-3)	-1.160617 (0.82380) [-1.40885]	-0.311237 (0.15305) [-2.03358]	-0.661392 (0.64670) [-1.02272]	1.181663 (2.07187) [0.57034]	-1.117331 (0.55209) [-2.02383]	0.449138 (1.32983) [0.33774]
DINF(-1)	-0.738326 (0.29042) [-2.54230]	0.147020 (0.05395) [2.72490]	0.223525 (0.22798) [0.98045]	-0.109265 (0.73040) [-0.14960]	0.137830 (0.19463) [0.70817]	0.043477 (0.46881) [0.09274]
DINF(-2)	-0.882699 (0.36505) [-2.41805]	-0.140240 (0.06782) [-2.06785]	-0.304917 (0.28657) [-1.06403]	0.256704 (0.91809) [0.27961]	-0.389724 (0.24464) [-1.59303]	0.213702 (0.58928) [0.36265]

DINF(-3)	0.071620 (0.32103) [0.22310]	0.034435 (0.05964) [0.57737]	0.053931 (0.25201) [0.21400]	-0.876613 (0.80739) [-1.08574]	-0.024161 (0.21514) [-0.11230]	0.351446 (0.51822) [0.67818]
DPPT(-1)	-0.086672 (0.11017) [-0.78675]	-0.021132 (0.02047) [-1.03251]	0.097821 (0.08648) [1.13113]	0.088351 (0.27707) [0.31888]	-0.025630 (0.07383) [-0.34716]	0.375228 (0.17784) [2.10998]
DPPT(-2)	0.158496 (0.11425) [1.38722]	-0.032376 (0.02123) [-1.52525]	-0.161271 (0.08969) [-1.79807]	-0.062544 (0.28735) [-0.21766]	-0.098631 (0.07657) [-1.28812]	0.106821 (0.18444) [0.57918]
DPPT(-3)	0.152648 (0.14133) [1.08012]	-0.008833 (0.02626) [-0.33643]	-0.050776 (0.11094) [-0.45768]	-0.151450 (0.35544) [-0.42610]	0.064755 (0.09471) [0.68370]	-0.045256 (0.22814) [-0.19837]
DTCH(-1)	-0.239716 (0.36458) [-0.65751]	-0.059864 (0.06773) [-0.88383]	0.177417 (0.28620) [0.61990]	-0.022134 (0.91692) [-0.02414]	0.161450 (0.24433) [0.66079]	1.066853 (0.58853) [1.81275]
DTCH(-2)	0.271812 (0.46689) [0.58218]	-0.052642 (0.08674) [-0.60690]	-0.608018 (0.36651) [-1.65892]	0.498380 (1.17423) [0.42443]	-0.480682 (0.31289) [-1.53624]	0.883257 (0.75368) [1.17193]
DTCH(-3)	0.003310 (0.45831) [0.00722]	-0.057861 (0.08515) [-0.67954]	-0.114542 (0.35978) [-0.31837]	-1.532868 (1.15266) [-1.32986]	0.753795 (0.30715) [2.45419]	-1.066822 (0.73983) [-1.44198]
MMT(-1)	0.068524 (0.13579) [0.50464]	-0.013508 (0.02523) [-0.53545]	-0.012296 (0.10660) [-0.11535]	0.099918 (0.34151) [0.29258]	-0.051754 (0.09100) [-0.56872]	0.198189 (0.21920) [0.90416]
MMT(-2)	0.046125 (0.12842) [0.35916]	0.013457 (0.02386) [0.56404]	0.074576 (0.10081) [0.73974]	0.160413 (0.32299) [0.49666]	-0.111936 (0.08607) [-1.30059]	0.152891 (0.20731) [0.73750]
MMT(-3)	0.179850 (0.11610) [1.54905]	0.006842 (0.02157) [0.31721]	-0.035649 (0.09114) [-0.39113]	0.204005 (0.29200) [0.69865]	-0.092047 (0.07781) [-1.18299]	0.070457 (0.18742) [0.37593]
C	-6.319367 (3.83213) [-1.64905]	0.371884 (0.71194) [0.52235]	0.782825 (3.00828) [0.26022]	-5.141544 (9.63783) [-0.53348]	6.022429 (2.56818) [2.34502]	7.319239 (6.18605) [1.18318]
R-squared	0.539609	0.742948	0.427613	0.144345	0.577263	0.364260
Adj. R-squared	0.194315	0.550159	-0.001678	-0.497396	0.260210	-0.112545
Sum sq. resids	942.1454	32.51846	580.5944	5959.302	423.1426	2455.072
S.E. equation	6.265466	1.164017	4.918479	15.75767	4.198921	10.11408
F-statistic	1.562753	3.853686	0.996091	0.224928	1.820714	0.763959
Log likelihood	-127.3840	-55.00742	-116.9757	-167.0418	-110.1743	-147.9756
Akaike AIC	6.808557	3.442206	6.324450	8.653106	6.008107	7.766309
Schwarz SC	7.586762	4.220410	7.102655	9.431311	6.786312	8.544514
Mean dependent	-0.607454	0.116279	0.005230	0.936279	2.453037	16.73744
S.D. dependent	6.980246	1.735521	4.914357	12.87727	4.881839	9.588874
Determinant Residual Covariance		1.60E+08				
Log Likelihood (d.f. adjusted)		-772.1820				
Akaike Information Criteria		41.21777				
Schwarz Criteria		45.88700				

VAR 04

Vector Autoregression Estimates						
Date: 05/12/18 Time: 14:21						
Sample(adjusted): 1975 2016						
Included observations: 42 after adjusting endpoints						
Standard errors in () & t-statistics in []						
	DCRD	DI	DINF	DPPT	DTCH	MMT
DCRD(-1)	-0.349018 (0.29477) [-1.18401]	0.064667 (0.05398) [1.19790]	0.099089 (0.22289) [0.44457]	-0.042197 (0.77388) [-0.05453]	-0.177274 (0.18415) [-0.96267]	0.362615 (0.48677) [0.74494]
DCRD(-2)	0.133206 (0.24101) [0.55271]	-0.088083 (0.04414) [-1.99568]	-0.337380 (0.18223) [-1.85137]	0.010814 (0.63272) [0.01709]	-0.289209 (0.15056) [-1.92092]	-0.263692 (0.39798) [-0.66257]
DCRD(-3)	0.575019 (0.28111) [2.04553]	-0.041769 (0.05148) [-0.81134]	-0.133474 (0.21256) [-0.62794]	-0.267139 (0.73800) [-0.36198]	0.066765 (0.17561) [0.38019]	0.277379 (0.46421) [0.59753]
DCRD(-4)	0.250306 (0.27690) [0.90395]	-0.076252 (0.05071) [-1.50366]	-0.062432 (0.20938) [-0.29818]	-0.013776 (0.72696) [-0.01895]	-0.047911 (0.17298) [-0.27697]	-0.267268 (0.45726) [-0.58450]
DI(-1)	2.682240 (1.23824) [2.16617]	0.079672 (0.22677) [0.35134]	-1.581061 (0.93627) [-1.68867]	-1.701653 (3.25076) [-0.52346]	0.910280 (0.77353) [1.17678]	-0.794545 (2.04475) [-0.38858]
DI(-2)	-1.042736 (1.23242) [-0.84608]	-0.024576 (0.22570) [-0.10889]	1.202538 (0.93188) [1.29045]	-0.085614 (3.23550) [-0.02646]	0.715212 (0.76990) [0.92896]	-1.829258 (2.03515) [-0.89883]
DI(-3)	-2.812588 (1.18890) [-2.36570]	-0.360097 (0.21773) [-1.65387]	0.160759 (0.89897) [0.17883]	-0.244725 (3.12124) [-0.07841]	-1.085083 (0.74271) [-1.46097]	1.214338 (1.96328) [0.61852]
DI(-4)	1.229616 (1.08373) [1.13461]	0.049497 (0.19847) [0.24939]	-1.358536 (0.81945) [-1.65787]	0.513600 (2.84514) [0.18052]	0.330036 (0.67701) [0.48749]	0.630041 (1.78961) [0.35205]
DINF(-1)	-0.706354 (0.33235) [-2.12532]	0.174181 (0.06087) [2.86174]	0.200768 (0.25130) [0.79891]	-0.396916 (0.87253) [-0.45490]	0.207561 (0.20762) [0.99970]	-0.150899 (0.54883) [-0.27495]
DINF(-2)	-1.126859 (0.44826) [-2.51386]	-0.074554 (0.08209) [-0.90817]	-0.120473 (0.33894) [-0.35544]	0.095511 (1.17682) [0.08116]	-0.531565 (0.28003) [-1.89824]	-0.096172 (0.74023) [-0.12992]
DINF(-3)	0.268843 (0.51466) [0.52237]	0.108956 (0.09425) [1.15600]	-0.368546 (0.38915) [-0.94705]	-0.643452 (1.35114) [-0.47623]	-0.041270 (0.32151) [-0.12836]	0.479615 (0.84988) [0.56434]
DINF(-4)	0.480914 (0.35955) [1.33755]	0.056970 (0.06585) [0.86520]	0.048966 (0.27187) [0.18011]	0.295122 (0.94393) [0.31265]	-0.066953 (0.22461) [-0.29808]	-0.756384 (0.59374) [-1.27394]
DPPT(-1)	0.012366 (0.12770) [0.09684]	-0.009988 (0.02339) [-0.42712]	0.061456 (0.09655) [0.63649]	0.123567 (0.33524) [0.36859]	0.001493 (0.07977) [0.01872]	0.319873 (0.21087) [1.51694]

DPPT(-2)	0.240432 (0.12955) [1.85585]	-0.043376 (0.02373) [-1.82822]	-0.188581 (0.09796) [-1.92509]	-0.081871 (0.34012) [-0.24071]	-0.074631 (0.08093) [-0.92213]	0.058934 (0.21394) [0.27547]
DPPT(-3)	0.302314 (0.16760) [1.80375]	-0.012600 (0.03069) [-0.41049]	-0.131570 (0.12673) [-1.03818]	-0.056295 (0.44001) [-0.12794]	0.141770 (0.10470) [1.35402]	0.003598 (0.27677) [0.01300]
DPPT(-4)	-0.013901 (0.15383) [-0.09036]	-0.022970 (0.02817) [-0.81534]	0.111211 (0.11632) [0.95609]	-0.548884 (0.40386) [-1.35909]	0.180636 (0.09610) [1.87965]	-0.246282 (0.25403) [-0.96949]
DTCH(-1)	0.308124 (0.47043) [0.65498]	-0.045129 (0.08615) [-0.52382]	-0.079653 (0.35571) [-0.22393]	0.375404 (1.23503) [0.30396]	0.359725 (0.29388) [1.22405]	1.174218 (0.77684) [1.51152]
DTCH(-2)	0.413529 (0.53620) [0.77123]	-0.086346 (0.09820) [-0.87931]	-0.609842 (0.40544) [-1.50416]	0.404237 (1.40768) [0.28716]	-0.654649 (0.33497) [-1.95438]	0.458048 (0.88544) [0.51731]
DTCH(-3)	0.638143 (0.59324) [1.07569]	-0.013246 (0.10864) [-0.12192]	-0.349106 (0.44857) [-0.77827]	-0.532049 (1.55743) [-0.34162]	0.814334 (0.37060) [2.19734]	-0.821703 (0.97964) [-0.83878]
DTCH(-4)	-0.593019 (0.55081) [-1.07662]	-0.034621 (0.10087) [-0.34321]	0.028939 (0.41649) [0.06948]	-1.348990 (1.44606) [-0.93288]	0.023769 (0.34410) [0.06908]	-0.634968 (0.90958) [-0.69809]
MMT(-1)	-0.025188 (0.15252) [-0.16515]	-0.005160 (0.02793) [-0.18473]	-0.025794 (0.11533) [-0.22366]	0.012914 (0.40042) [0.03225]	-0.014734 (0.09528) [-0.15463]	0.294756 (0.25186) [1.17030]
MMT(-2)	0.103316 (0.14776) [0.69923]	-0.009072 (0.02706) [-0.33527]	0.065903 (0.11172) [0.58988]	0.119297 (0.38791) [0.30754]	-0.105772 (0.09230) [-1.14590]	0.121794 (0.24400) [0.49916]
MMT(-3)	0.251240 (0.14363) [1.74916]	0.011602 (0.02630) [0.44106]	-0.013905 (0.10861) [-0.12803]	0.379499 (0.37709) [1.00640]	-0.079108 (0.08973) [-0.88163]	0.166381 (0.23719) [0.70147]
MMT(-4)	0.134023 (0.13948) [0.96086]	-0.030789 (0.02554) [-1.20534]	-0.183204 (0.10547) [-1.73708]	0.225551 (0.36618) [0.61595]	0.057349 (0.08713) [0.65816]	0.168749 (0.23033) [0.73264]
C	-11.39899 (5.59040) [-2.03903]	1.218122 (1.02380) [1.18980]	5.035534 (4.22709) [1.19125]	-8.961875 (14.6765) [-0.61063]	2.792470 (3.49235) [0.79960]	2.737501 (9.23164) [0.29653]
R-squared	0.642688	0.810253	0.595736	0.286125	0.719554	0.481402
Adj. R-squared	0.138246	0.542374	0.025011	-0.721699	0.323629	-0.250737
Sum sq. resids	715.6340	24.00142	409.1556	4932.338	279.2814	1951.478
S.E. equation	6.488152	1.188212	4.905912	17.03342	4.053186	10.71414
F-statistic	1.274059	3.024704	1.043822	0.283904	1.817401	0.657528
Log likelihood	-119.1409	-47.84473	-107.4004	-159.6793	-99.38097	-140.2075
Akaike AIC	6.863852	3.468796	6.304779	8.794252	5.922903	7.867026
Schwarz SC	7.898180	4.503124	7.339106	9.828579	6.957230	8.901353
Mean dependent	-0.452119	0.119048	0.040431	0.761190	2.506246	16.50358
S.D. dependent	6.989233	1.756462	4.968437	12.98146	4.928378	9.580198
Determinant Residual Covariance		1.25E+08				

Log Likelihood (d.f. adjusted)	-749.1564
Akaike Information Criteria	42.81697
Schwarz Criteria	49.02294

ANNEX N°09 : test de causalité au sens de granger

Pairwise Granger Causality Tests			
Date: 05/13/18 Time: 11:28			
Sample: 1970 2016			
Lags: 1			
Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
DI does not Granger Cause DCRD	45	0.70399	0.40620
DCRD does not Granger Cause DI		0.03666	0.84909
DINF does not Granger Cause DCRD	45	3.07498	0.08680
DCRD does not Granger Cause DINF		1.21901	0.27584
DPPT does not Granger Cause DCRD	45	0.25764	0.61440
DCRD does not Granger Cause DPPT		0.04144	0.83967
DTCH does not Granger Cause DCRD	45	2.19468	0.14595
DCRD does not Granger Cause DTCH		0.04791	0.82780
MMT does not Granger Cause DCRD	45	0.20996	0.64916
DCRD does not Granger Cause MMT		0.27276	0.60423
DINF does not Granger Cause DI	45	7.64210	0.00843
DI does not Granger Cause DINF		2.30251	0.13666
DPPT does not Granger Cause DI	45	0.98353	0.32701
DI does not Granger Cause DPPT		0.12428	0.72621
DTCH does not Granger Cause DI	45	0.01822	0.89327
DI does not Granger Cause DTCH		0.09329	0.76155
MMT does not Granger Cause DI	45	0.16386	0.68768
DI does not Granger Cause MMT		0.15241	0.69821
DPPT does not Granger Cause DINF	45	0.46617	0.49850
DINF does not Granger Cause DPPT		0.18974	0.66536
DTCH does not Granger Cause DINF	45	1.23598	0.27257
DINF does not Granger Cause DTCH		4.9E-05	0.99445
MMT does not Granger Cause DINF	45	0.42608	0.51748
DINF does not Granger Cause MMT		0.45599	0.50321
DTCH does not Granger Cause DPPT	45	0.00309	0.95594
DPPT does not Granger Cause DTCH		0.03436	0.85383
MMT does not Granger Cause DPPT	45	0.00582	0.93956
DPPT does not Granger Cause MMT		1.72182	0.19658
MMT does not Granger Cause DTCH	45	0.63397	0.43038
DTCH does not Granger Cause MMT		0.07323	0.78802

ANNEX N°10 :la Base de données mensuel

Années	ppt	M2	interet	tch	ipc	crd priv	crd pub	INB
janv-12	86.5	10123.70	1.06	76.23	148.71	1 923.30	1 736.30	18753.2
2	89.3	10305.30	1.06	74.791	151.91	2 002.00	1 751.10	19067.4
3	94.2	10522.70	1.06	74.41	154.11	2 021.30	1 791.00	17065.4
4	91.7	10433.70	1.06	74.14	155.49	2 041.50	1 816.10	12688.45
5	87.1	10481.70	1.06	75	153.8	2 092.00	1 856.20	12352.99
6	76.9	10626.10	1.06	77.71	153.34	2 122.80	1 892.70	10980.44
7	83.2	10784.10	1.06	80.69	154.16	2 124.50	1 971.80	12250.21
8	90.6	10748.60	1.06	81.14	155.97	2 176.40	1 922.30	11995.33
9	88.1	10944.60	0.23	79.46	156.9	2 249.40	1 935.50	10585.78
10	86.2	11140.60	0.23	79.2	159.95	2 237.50	2 017.00	13043.12
11	85.2	11165.00	0.23	79.41	157.83	2 27.8	2 054.00	10316.1
12	83.3	11013.40	0.31	78.18	158.48	2 247.10	2 051.00	11605.61
janv-13	84.3	11199.00	0.31	77.93	160.33	2 303.50	2 041.90	11605.61
févr-13	87.2	11291.50	0.31	77.86	160.09	2 317.30	2 015.80	10316.1
mars-13	84.7	11337.10	0.31	78.73	160.91	2 345.30	2 115.30	10316.1
avr-13	79.7	11232.70	0.28	78.66	160.25	2 394.30	2 124.40	11490.5
mai-13	79.4	11233.50	0.28	78.88	159.11	2 428.10	2 186.30	11467.48
juin-13	77.9	11261.50	0.28	78.74	160.22	2 492.60	2 249.50	10244.7
juil-13	82.3	11511.70	0.41	79.38	159.58	2 556.60	2 326.00	12799.42
août-13	82.7	11635.10	0.41	80.3	161.08	2 585.50	2 383.60	10046.85
sept-13	83.5	11760.40	0.41	81.59	160.31	2 630.80	2 449.20	11322.4
oct-13	80.2	11826.20	0.31	81.34	160.15	2 675.50	2 496.50	9801.401
nov-13	79.8	11914.10	0.31	80.31	158.87	2 698.70	2 495.50	9213.1
déc-13	80.7	11941.50	0.31	78.65	160.3	2 722.00	2 434.00	9895.945
janv-14	79	12195.80	0.31	78.01	161.4	2 732.90	2 466.80	9806.812
févr-14	79.5	12301.30	0.31	77.64	161	2 758.30	2 501.80	8849.866
mars-14	78	12565.90	0.31	78.5	162.3	2 796.30	2 517.40	10259.56
avr-14	78.2	12582.20	0.31	78.6	161.3	2 873.20	2 584.20	10344.63
mai-14	79.5	12739.40	0.31	79.15	161.8	2 877.10	2 692.70	9238.651
juin-14	82.2	12858.50	0.33	79.27	164.7	2 963.00	2 797.30	10315.38
juil-14	79.2	13193.40	0.34	79.83	164.9	3 015.60	2 932.30	9258.097
août-14	76.6	13316.00	0.34	80.32	165.5	3 024.00	2 993.10	9603.296
sept-14	75.5	13382.10	0.34	82.72	166.6	3 060.50	3 121.80	10903.55
oct-14	68.9	13560.30	0.34	83.84	170	3 060.80	3 225.90	10820.48
nov-14	62.9	13751.40	0.34	85.98	169	3 082.70	3 436.80	9507.623
déc-14	50.5	13677.10	0.34	87.9	168.72	3 121.70	3 382.30	11882.56
janv-15	41.6	13765.00	0.34	92.9	168.91	3 174.80	3 440.10	9614.46
févr-15	51	13472.70	0.34	94.93	170	3 227.20	3 492.70	9619.801
mars-15	51.6	13543.40	0.34	97.55	171.21	3 263.40	3 522.10	10703.43
avr-15	54.9	13580.70	0.35	97.21	170.64	3 297.70	3 568.00	10659.3
mai-15	57.9	13639.70	1.78	99.57	171.36	3 330.10	3 611.30	9525.048
juin-15	55.6	13669.00	2.5	99.02	172.14	3 387.50	3 682.50	10928.08

juil-15	50.8	13782.60	2.5	99.54	170.98	3 458.20	3 735.00	11192.85
août-15	42.2	13762.40	0.63	106.1	172.85	3 475.10	3 821.90	11316.82
sept-15	42.1	13797.90	0.43	106.05	176.8	3 507.20	3 865.30	11967.52
oct-15	42.8	13796.80	1.17	106.19	176.07	3 525.60	3 950.40	10810.77
nov-15	41.4	13824.80	0.96	108.056	174 .80	3 540.70	4 050	12048.32
déc-15	34.6	13704.50	0.52	107.101	176.08	3 588.30	3 688.20	11726.31
janv-16	28.4	14138.60	0.36	107.14	177.42	3 622.20	3 636	10204.14
févr-16	29.9	14008.80	0.58	108.592	177.06	3 580.70	3 683	542779.4
mars-16	35.1	14001.20	0.34	108.47	180.36	3 603.40	3 799.10	11137.2
avr-16	37.3	14092.20	0.34	109.069	182.07	3 629.80	3 867.80	9927.266
mai-16	41.7	14110.10	0.34	110.37	183.31	3 650.80	3 922.00	12499.48
juin-16	43.2	13887.30	0.35	110.43	185.79	3 723.00	4 019.30	12808.3
juil-16	40.8	13893.30	0.35	110.198	184.9	3 758.30	4 103.80	9284.865
août-16	41.2	14080.20	0.6	109.588	185.67	3 787.70	4 194.70	13283.33
sept-16	41.2	14084.70	0.95	109.62	186.37	3 810.70	4 267.60	9166.459
oct-16	45.1	14045.30	1.29	109.955	185.14	3 816.30	4 345.20	11612.82
nov-16	43.1	14064.00	1.79	110.935	187.97	3 893.30	4 037.40	11615.28
déc-16	51.3	13816.30	2.2	110.5272	188.33	3 955.00	3 952.20	10334.18
janv-17	54.58	14068.10	0.81	109.6906	191.74	3 968.60	3 999.40	11604.65
févr-17	54.87	14141.50	1.53	110.1784	190.63	3 989.70	4 061.60	10313.83
mars-17	51.59	14307.10	0.89	110.014	192.84	4 009.90	4 160.30	11567.23
avr-17	52.36	14132.30	0.93	109.3475	193.54	4 081.10	4 143.30	10254.52
mai-17	50.32	14150.90	2.53	108.5771	192.82	4 158.30	4 171.20	11491.76
juin-17	46.37	14406.10	2.58	108.4008	193.37	4 299.80	4 164.90	10240.64
juil-17	48.48	14626.20	3.28	108.7211	190.62	4 374.00	4 235.80	11753.2
août-17	51.7	14712.60	2.89	109.6243	194.03	4 412.50	4 292.70	11714.42
sept-17	56.15	14573.80	2.2	111.7448	196.14	4 424.20	4 237.40	10386.28

ANNEXE N°11 : le modèle VAR : Var 01

Vector Autoregression Estimates
 Date: 05/24/18 Time: 18:33
 Sample(adjusted): 2012:03 2017:08
 Included observations: 66 after adjusting endpoints
 Standard errors in () & t-statistics in []

	DM2	DPPT	DTCH	DIPC	DI	DCRD PUB	CRDPRIV	INB
DM2(-1)	-0.132098 (0.13201) [-1.00071]	0.007110 (0.00394) [1.80301]	-7.21E-05 (0.00133) [-0.05398]	0.000281 (0.00134) [0.20900]	0.000125 (0.00048) [0.26052]	0.018440 (0.08088) [0.22800]	-0.041083 (0.02760) [-1.48866]	187.5260 (62.7604) [2.98797]
DPPT(-1)	-1.809727 (4.39632) [-0.41165]	0.363668 (0.13134) [2.76897]	-0.110310 (0.04446) [-2.48138]	0.152122 (0.04471) [3.40217]	-0.006043 (0.01603) [-0.37689]	-3.610952 (2.69349) [-1.34062]	-0.132713 (0.91911) [-0.14439]	-1234.366 (2090.18) [-0.59055]
DTCH(-1)	-35.33244 (12.9054) [-2.73780]	0.750372 (0.38554) [1.94629]	0.162482 (0.13050) [1.24508]	0.303623 (0.13126) [2.31321]	-0.041399 (0.04706) [-0.87964]	-4.549751 (7.90675) [-0.57543]	2.290640 (2.69806) [0.84899]	-340.2316 (6135.75) [-0.05545]
DIPC(-1)	3.673724 (12.2315) [0.30035]	0.377606 (0.36541) [1.03339]	-0.051370 (0.12368) [-0.41533]	-0.356380 (0.12440) [-2.86476]	0.063469 (0.04461) [1.42289]	20.57538 (7.49385) [2.74564]	2.801129 (2.55717) [1.09540]	56.78562 (5815.33) [0.00976]
DI(-1)	4.608605 (39.7831) [0.11584]	0.051618 (1.18849) [0.04343]	0.242544 (0.40228) [0.60292]	-0.888806 (0.40462) [-2.19666]	0.010754 (0.14508) [0.07413]	29.57101 (24.3738) [1.21323]	21.03787 (8.31721) [2.52944]	-2970.800 (18914.4) [-0.15707]
DCRD PUB(-1)	-0.058545 (0.22075) [-0.26521]	-0.013566 (0.00659) [-2.05720]	0.002062 (0.00223) [0.92358]	-0.003309 (0.00225) [-1.47407]	0.000429 (0.00081) [0.53335]	0.254751 (0.13524) [1.88364]	0.016525 (0.04615) [0.35807]	-163.7146 (104.951) [-1.55991]
CRDPRIV(-1)	-0.023037 (0.02537) [-0.90815]	0.000374 (0.00076) [0.49327]	2.73E-05 (0.00026) [0.10650]	0.000191 (0.00026) [0.74132]	0.000104 (9.3E-05) [1.12019]	-0.007273 (0.01554) [-0.46798]	1.004800 (0.00530) [189.469]	13.73179 (12.0603) [1.13860]
INB(-1)	-9.90E-05 (0.00026) [-0.38427]	1.13E-05 (7.7E-06) [1.47094]	-1.35E-06 (2.6E-06) [-0.51829]	3.64E-06 (2.6E-06) [1.38838]	-3.69E-07 (9.4E-07) [-0.39216]	0.000202 (0.00016) [1.28247]	-5.18E-05 (5.4E-05) [-0.96201]	0.051029 (0.12252) [0.41650]
C	164.8281 (81.3214) [2.02687]	-2.312248 (2.42941) [-0.95177]	0.277122 (0.82232) [0.33700]	0.279096 (0.82709) [0.33744]	-0.333463 (0.29656) [-1.12443]	32.26363 (49.8231) [0.64756]	21.19559 (17.0014) [1.24670]	-31380.43 (38663.4) [-0.81163]
R-squared	0.169383	0.231343	0.192794	0.307907	0.078292	0.171475	0.998504	0.186173
Adj. R-squared	0.052806	0.123461	0.079502	0.210771	-0.051070	0.055191	0.998294	0.071951
Sum sq. resids	1003224.	895.3455	102.5810	103.7745	13.34187	376572.5	43848.76	2.27E+11
S.E. equation	132.6666	3.963309	1.341516	1.349298	0.483806	81.28060	27.73583	63074.88
F-statistic	1.452964	2.144413	1.701744	3.169860	0.605215	1.474621	4755.072	1.629929
Log likelihood	-411.4094	-179.6993	-108.2029	-108.5846	-40.89127	-379.0739	-308.1119	-818.2492
Akaike AIC	12.73968	5.718159	3.551602	3.563170	1.511857	11.75982	9.609451	25.06816
Schwarz SC	13.03827	6.016748	3.850191	3.861759	1.810446	12.05840	9.908040	25.36675
Mean dependent	66.77727	-0.569697	0.527777	0.638182	0.027727	38.50909	3121.329	19028.78
S.D. dependent	136.3145	4.233234	1.398249	1.518820	0.471905	83.62090	671.4802	65474.33
Determinant Residual Covariance		1.88E+21						
Log Likelihood (d.f. adjusted)		-2365.810						
Akaike Information Criteria		73.87302						
Schwarz Criteria		76.26173						

ANNEXE N°12 : test de causalité au sens de granger

Pairwise Granger Causality Tests

Date: 05/24/18 Time: 18:43

Sample: 2012:01 2017:12

Lags: 2

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
DPPT does not Granger Cause DM2	66	0.85370	0.43086
DM2 does not Granger Cause DPPT		1.35571	0.26542
DTCH does not Granger Cause DM2	66	4.72628	0.01235
DM2 does not Granger Cause DTCH		0.85560	0.43006
DIPC does not Granger Cause DM2	66	0.09633	0.90830
DM2 does not Granger Cause DIPC		0.96007	0.38857
DI does not Granger Cause DM2	66	0.14095	0.86882
DM2 does not Granger Cause DI		1.13784	0.32722
DCRD PUB does not Granger Cause DM2	65	0.68710	0.50695
DM2 does not Granger Cause DCRD PUB		0.85316	0.43117
CRDPRIV does not Granger Cause DM2	66	2.72533	0.07351
DM2 does not Granger Cause CRDPRIV		1.39549	0.25551
INB does not Granger Cause DM2	66	0.20864	0.81226
DM2 does not Granger Cause INB		5.02530	0.00954
DTCH does not Granger Cause DPPT	66	0.79127	0.45786
DPPT does not Granger Cause DTCH		4.20106	0.01953
DIPC does not Granger Cause DPPT	66	3.76241	0.02879
DPPT does not Granger Cause DIPC		4.53142	0.01463
DI does not Granger Cause DPPT	66	0.31626	0.73006
DPPT does not Granger Cause DI		0.03420	0.96639
DCRD PUB does not Granger Cause DPPT	65	2.40456	0.09896
DPPT does not Granger Cause DCRD PUB		0.32222	0.72579
CRDPRIV does not Granger Cause DPPT	66	0.57185	0.56748
DPPT does not Granger Cause CRDPRIV		0.22159	0.80188
INB does not Granger Cause DPPT	66	0.57232	0.56722
DPPT does not Granger Cause INB		1.57881	0.21453
DIPC does not Granger Cause DTCH	66	0.47713	0.62286
DTCH does not Granger Cause DIPC		1.65818	0.19896
DI does not Granger Cause DTCH	66	0.58611	0.55959
DTCH does not Granger Cause DI		0.71508	0.49321
DCRD PUB does not Granger Cause DTCH	65	0.51661	0.59917
DTCH does not Granger Cause DCRD PUB		0.43100	0.65185
CRDPRIV does not Granger Cause DTCH	66	0.17652	0.83861
DTCH does not Granger Cause CRDPRIV		0.12472	0.88297
INB does not Granger Cause DTCH	66	0.20250	0.81724
DTCH does not Granger Cause INB		0.52059	0.59679
DI does not Granger Cause DIPC	66	1.41120	0.25170
DIPC does not Granger Cause DI		0.69222	0.50435
DCRD PUB does not Granger Cause DIPC	65	0.69270	0.50418
DIPC does not Granger Cause DCRD PUB		4.03146	0.02276
CRDPRIV does not Granger Cause DIPC	66	3.59649	0.03338
DIPC does not Granger Cause CRDPRIV		3.28950	0.04398
INB does not Granger Cause DIPC	66	2.17543	0.12229
DIPC does not Granger Cause INB		0.70942	0.49594

DCRD PUB does not Granger Cause DI	65	0.80414	0.45224
DI does not Granger Cause DCRD PUB		1.48195	0.23539
CRDPRIV does not Granger Cause DI	66	0.52190	0.59601
DI does not Granger Cause CRDPRIV		4.37928	0.01670
INB does not Granger Cause DI	66	0.18847	0.82871
DI does not Granger Cause INB		0.58395	0.56078
CRDPRIV does not Granger Cause DCRD PUB	65	0.76804	0.46843
DCRD PUB does not Granger Cause CRDPRIV		2.99267	0.05769
INB does not Granger Cause DCRD PUB	65	0.36427	0.69623
DCRD PUB does not Granger Cause INB		17.4229	1.1E-06
INB does not Granger Cause CRDPRIV	67	0.17369	0.84096
CRDPRIV does not Granger Cause INB		0.34206	0.71164

Résumé

L'objectif de notre travail est basé sur l'étude économétrique du lien entre les prix de pétrole et les variables monétaires et financiers en Algérie. Notre étude porte deux volets, le premier porte sur le fondement théorique et empirique du lien entre les prix de pétrole et les variables financières et monétaires, le deuxième est un volet pratique élaboré à l'aide de deux modèles économétriques « VAR » et « ARDL » sur des données annuelles (1970-2016) ainsi que sur des données mensuelles (2012-2017). Les résultats obtenus dans le modèle VAR montrent qu'il existe une corrélation entre les prix de pétrole et la croissance de la masse monétaire (MMT), le taux de change (TCH) et l'indice des prix à la consommation (IPC), cependant, les résultats du test des bounds, dans le modèle ARDL indiquent l'existence d'une relation de cointégration entre les différentes variables, et une absence de relation de long terme.

Mots clés : prix de pétrole, variables financières et monétaires, canaux de transmission, VAR et ARDL

Abstract

The objective of our work is based on the econometric study of the link between oil prices and monetary and financial variables in Algeria. Our study is twofold; the first is on the theoretical and empirical basis of the link between oil prices and financial and monetary variables, the second is a practical component developed using two econometric models "VAR" and "ARDL". ARDL "on annual data (1970-2016) as well as on monthly data (2012-2017). The results obtained in the VAR model show that there is a correlation between oil prices and the growth of money supply (MMT), the exchange rate (TCH) and consumer price index (CPI), however, the results of the bounds test, in the ARDL model, indicate the existence of a cointegration relationship between the different variables, and an absence of a long-term relationship.

Key words: oil prices, financial and monetary variables, transmission channels, VAR and ARDL