

UNIVERSITE ABDERRAHMANE MIRA DE BEJAIA



Faculté des Sciences Economiques, Commerciales et des Sciences de Gestion
Département des Sciences Economiques

MEMOIRE

En vue de l'obtention du diplôme de
MASTER EN SCIENCES ECONOMIQUES

Option : Economie Quantitative

L'INTITULE DU MEMOIRE

Analyse de la relation entre le prix du pétrole et la demande de monnaie en Algérie

Préparé par :

Encadré par : Mme ATMANI ANISSA

- ✓ LAHDIRI Kahina
- ✓ LASMI Hanane

Date de soutenance :

Jury :

Président :

Examineur :

Rapporteur :

Année universitaire : 2021/2022

Dédicaces

➤ Dédicaces 1

Je dédie ce modeste travail à mes chers parents que Dieu les protège et les garde,

A ma sœur

A mes frères

A ma binôme **Kahina** ainsi que sa famille

A toutes mes copines et mes amis(es)

A toutes la promotion 2022 Master 2 « Economie quantitative »

« **Hanane** »

➤ Dédicaces 2

Tous d'abord et avant tout, aux êtres les plus chers à mon cœur, mes très chers parent, pour leurs soutiens et leurs sacrifices tout au long de ma vie.

A mes chers sœurs « Siham et Salima et Meriem »

A mon frère Abderrezak, et toutes mes copines et amis(es)

A toutes les personnes de près ou de loin qui m'ont motivé toute au long de mes études.

A ma binôme Hanane et sa famille.

« **Kahina** »

Remerciement

Tout d'abord, nous tient à remercions Dieu le tout-puissant de nous avoir donné la force et la patience pour mener ce travail.

Nous remercions chaleureusement notre **promotrice, Mme ATAMNI Anissa**, pour ces orientations, son aide et surtout sa patience.

Nos sincères remerciements iront également à l'ensemble de nos professeurs pour l'aide qui ils nous ont apportée.

Nous adressons notre remerciement, aussi, aux membres du jury, qui nous fond l'honneur d'évaluer et d'examiner notre modeste travail.

Liste des abréviations

ADF	Augmented Dickey Fuller
AIC	Critère d'information d'Akaike
ARDL	Autoregressive Distributed lag
CUSUM	Cumulative Sum
CUSUMSQ	Cumulative Sum of Squares
DZD	Dinar Algérien
ECM	Modèle à correction d'Erreur
GVAR	Vectorel Autorégressif globale
LOG	Logarithme
M2	Masse monétaire
OCDE	Organisation de Coopération et de Développement Economique
PIB	Produit intérieur brut
PP	Prix de pétrole
SVAR	Vectorel Autorégressif Structurel
SC	Critère d'information Schwarz
TINF	Taux d'inflation
TINT	Taux d'intérêt
TCHR	Taux de change
TQM	Théorie Quantitative de la Monnaie
USD	United states Dollar
VECM	Vector Error Correction Model

Sommaire

Introduction générale.....3

Chapitre 01 : revue de littérature théorique et empirique

Section 1 : revue de littérature théorique.....8

Section 2 : revue de littérature empirique.....16

Chapitre 02 : Analyse de la politique monétaire en Algérie

Section 1 : Analyse de la politique monétaire durant la période 1990-2013.....36

Section 2 : Analyse de la politique monétaire durant la période 2013-2020.....44

Chapitre 03 : Analyse économétrique la relation entre le prix de pétrole et la demande de la monnaie en Algérie

Section 1 : choix des variables.....36

Section 2 : la méthode d'estimation des modèles.....44

Conclusion générale47

INTRODUCTION GENERALE

Introduction générale

Les ressources naturelles, en particulier les hydrocarbures, ont depuis longtemps un impact très important sur l'activité globale du système mondial. Elles sont considérées comme un vecteur de développement d'un pays car elles lui confèrent une croissance économique et sociale.

Aujourd'hui, le pétrole est presque le seul carburant utilisé dans tous les secteurs, en particulier les transports, où il satisfait 95 % de la demande. Il est considéré comme une source d'énergie non négligeable pour les autres secteurs de l'économie, puisqu'il couvre encore 20% des besoins de l'agriculture et de l'industrie. Sa consommation a doublé depuis 1973, avant de se stabiliser au cours de la dernière décennie grâce à l'amélioration de la consommation de carburant.

Au cours des deux dernières décennies, le marché du pétrole est devenu le plus grand marché des matières premières au monde. Il a subi des changements majeurs, du simple marché physique du pétrole et des produits pétroliers aux marchés financiers complexes d'aujourd'hui avec des durées d'échanges de plus d'une décennie, ces évolutions coïncident toujours avec des périodes de forte volatilité des prix du pétrole.

En effet, le développement du marché pétrolier présente désormais une gamme complète d'outils intermédiaires et de couverture pour faire face aux risques de hausse et de baisse des prix du pétrole. Il s'agit comme un lissage dans le temps grâce à l'échange de contrats de durées différentes, ce qui permet d'amortir les chocs d'offre et de demande.

L'économie algérienne est basée sur les ressources naturelles, généralement sur les produits pétroliers qui jouent un rôle important au niveau de l'économie nationale.

En effet, elle possède un secteur important des hydrocarbures comportant un portefeuille diversifié de produits, qui assure les rentrés en devise étrangers, de réserve de change et une source de recette budgétaire grâce à la fiscalité. Les hydrocarbures ont représenté en moyenne sur la période 2004-2020 : « 93% des exportations du pays, 43% des recettes fiscales et 21% du PIB »¹

Le secteur pétrolier est une économie unique qui dépend fortement des exportations de pétrole brut, il a été démontré que l'instabilité persistante des prix du Pétrole brut sur les marchés mondiaux a un impact négatif sur les performances macroéconomiques de l'économie algérienne.

¹<https://www.tresor.economie.gouv.fr/Pays/DZ/indicateurs-et-conjonctures> (Consulte 05/04/2022).

L'Algérie étant dépendante des importations, la hausse des prix du pétrole brut augmente les prix des matières premières importées, ce qui à son tour se répercute sur les prix intérieurs en augmentant le niveau général des prix.

En effet, l'Algérie est un pays à faible revenu qui dépend presque entièrement du secteur des hydrocarbures. Toute volatilité dans le secteur créerait une instabilité incontrôlée, et une chute des prix du pétrole déclencherait une crise de la dette extérieure et pour cela le pays a adopté un système socialiste et a été obligé de passer à une économie de marché pour mettre en œuvre au niveau monétaire les réformes structurelles mises en avant par le FMI, ces réformes sont mentionnées dans la loi N° 90-10 du 14 Avril 1990 relative à la monnaie et au crédit qui comprend également les procédures de la politique monétaire.²

La monnaie est un facteur important dans les économies de l'Etat par son impact sur les diverses activités de l'économie moderne, liée à son rôle dans la facilitation des échanges de biens et de services produits par l'économie nationale et son utilisation comme outil de mesure de la valeur des avantages. Malgré les nombreux avantages de l'utilisation de la monnaie, elle représente la principale source de volatilité de la production et des prix qui imprègnent l'ensemble de l'économie, elle est également la principale source d'inflation à long terme. La plupart de ces problèmes résultent de la différence entre le taux de croissance de l'offre et le taux de demande, qui perturbe les indicateurs macroéconomiques. La banque centrale est également le principal déterminant du bloc monétaire, à travers ses fonctions de gestion et de régulation de la liquidité macroéconomique dans l'économie nationale.

La demande de la monnaie occupe une place importante dans la macroéconomie en générale et dans l'économie monétaire en particulier, la connaissance des facteurs qui affectent la demande de monnaie est essentielle pour mettre en œuvre dans la conduite de la politique monétaire et pour choisir les outils de la politique monétaire et les objectifs intermédiaire. Une fonction de la demande de monnaie stable signifie que la quantité de monnaie est liée de manière prévisible à un petit ensemble de variable clés que la monnaie est associée au secteur de l'économie réelle. De plus ce dernier joue un rôle important dans les décisions macroéconomiques, surtout elle est responsable du choix de la politique monétaire car elle permet aux autorités monétaires de prévoir l'effet d'une variation éventuelle de la masse monétaire sur les variables réelles de l'économie.

Dans ce contexte d'idées en ayant à l'esprit une forte relation entre l'économie algérienne et le prix de pétrole, notre problématique se basera sur la question suivante :

² www.bank-of-algeria.dz/pdf/ordonnance0311.pdf ORDONNANCE N°03-11 DU 26 AOUT 2003 RELATIVE A LA MONNAIE ET AU CREDIT (J.O N°52 DU 27 AOUT 2003).

Quelle est la relation entre le prix de pétrole et la demande de monnaie en Algérie ?

De cette question principale d'autres questions secondaires s'imposent à savoir :

- Quels sont les déterminants de la demande de monnaie ?
- Quel est l'effet de la variation de prix du pétrole sur la masse monétaire ?

Afin de répondre à toutes ces questions nous appuierons sur les hypothèses suivantes :

- Il existe des corrélations à court et à long terme entre le prix de pétrole et certain indicateurs macroéconomiques ;
- Il existe une relation entre le prix de pétrole et la demande de monnaie ;
Pour pouvoir répondre à notre problématique, nous avons mené d'abord une étude théorique suivie ensuite d'une étude analytique qui nécessite :
- Une recherche bibliographique qui nous a permis de cerner notre problématique, de fixer les objectifs de notre analyse et de prendre connaissance des aspects théoriques liées, notamment, à la demande de monnaie et au prix de pétrole, qui constituera un des principaux axes de notre analyse ;
- Une analyse de données statistiques portant sur l'évolution des principaux indicateurs économiques en Algérie.

Afin d'étudier l'analyse de la relation entre le prix de pétrole et la demande de monnaie nous avons structuré notre travail en trois chapitres. Le premier chapitre porte sur revue de littérature théorique et empirique qui sera composé de deux sections : la première section représente la revue de littérature théorique, la deuxième section représente la revue de littérature empirique. Le deuxième chapitre intitulé l'analyse de la politique monétaire en Algérie, est composé de deux sections : la première section représente l'analyse de la politique monétaire en Algérie durant la période [1990-2013], la deuxième section représente l'analyse de la politique monétaire en Algérie durant la période [2014-2020]. Le troisième chapitre porte sur l'analyse économétrique de la relation entre le prix de pétrole et la demande de monnaie en Algérie, ce chapitre est ainsi organisé en deux sections : la première traite du choix des variables, et la seconde section sera consacré à l'estimation économétrique. Enfin on termine notre travail par une conclusion générale qui résumera les résultats de notre étude.

CHAPITRE I

Introduction

La monnaie joue un rôle très important dans l'économie, car, avant tout la monnaie est un bien comme les autres qui sert à mener des échanges et intervient dans la circulation des marchandises, et aussi elle occupe une place principale dans le fonctionnement économique tel que la théorie de la croissance et de la richesse. Les premières théories de la demande de monnaie mettaient l'accent sur le caractère transactionnel de la monnaie qui ce dernier est basé sur la vision classique ou néoclassique, fondé sur la théorie quantitative de la monnaie qui s'oppose la vision keynésienne ou néo-keynésienne inspiré par les travaux de J.M.Keynes.

Le pétrole reste l'une des matières premières les plus convoitées sur Terre, compte tenu de ses avantages économiques et de ses dimensions géopolitiques et stratégique. L'importance de cette ressource dans le processus de développement semble irréversible.

En effet, nous allons essayer dans ce chapitre qui se divise en deux grandes sections, d'expliquer les différentes théories de la demande de la monnaie et l'influence du prix du pétrole sur les différentes variables macroéconomiques. On expose l'aspect théorique et empirique.

Section 01 : Revue de littérature théorique sur les déterminants de la demande de monnaie

1.1 Les déterminants de la demande de monnaie

1.1.1 La vision classique de la monnaie

Les premières idées de la théorie quantitative de la monnaie ont été développée par différents économiste dans différents pays, ont proposé l'analyse des phénomènes monétaires, parmi ces économistes :

✓ [Jean Bodin](#) à l'époque son pensée était différents par rapport les autres, c'est qu'il était sûr que l'abondance de métaux précieux n'était pas le facteur pour s'enrichir, au contraire celle-ci provoque une augmentation des prix, or à l'époque l'inflation était une source d'interrogation, [Malestroict](#) en consultant à la chambre des comptes ; ou il confirme que la hausse des prix ne sont qu'apparents.

La réponse de [Jean Bodin 1568](#) au [paradoxe de Malestroict](#) « *Réponse au paradoxe de M. de Malestroict touchant l'enchérissement de toutes choses* »³ invalide la théorie et en analysant pour la première fois les origines de l'inflation, pose la première version de la

³MENAGUER N. (2009/2010), « la demande de monnaie en Algérie », Thèse pour l'obtention de doctorat d'état es Sciences Economiques, Option : Monnaie, Banques et Finance.

CHAPITRE 01 : REVUE DE LITTÉRATURE THÉORIQUE ET EMPIRIQUE

théorie quantitative de la monnaie, où il explique la hausse des prix par l'afflux de l'or et l'argent en provenance du nouveau monde. Et cette théorie sera formulée ultérieurement par [David Hume \(1752\)](#) et [Richard Cantillon \(1757\)](#) et mise en équation par [Fisher \(1911\)](#).

✓ [David Hume en 1752](#) reformule d'une façon plus claire cette logique, en expliquant que le pouvoir d'achat de la monnaie en circulation est inversement proportionnel à sa quantité, en montrant ainsi que la monnaie est neutre à long terme et la quantité de Monnaie n'a aucune influence sur l'économie réelle.

✓ [Richard Cantillon 1755](#) commencera à détailler le mécanisme des hausses de prix provoquées par les variations de la quantité de monnaie. Il a affirmé que la monnaie supplémentaire utilisée Pour la consommation entraînerait une demande supplémentaire, en conduisant à une augmentation du prix des biens en demande et en affirmant dans son analyse monétaire que toute variation dans la masse monétaire fait une augmentation des prix des différents produits de base à des degrés divers à différents moments.

✓ [David Ricardo](#) montre [en 1817](#) que la masse monétaire et le volume des transactions sont déterminés par des facteurs différents : la quantité de signe monétaire dépend de la production des mines de métaux précieux et des autorités monétaires (émission de papier-monnaie) tandis que les échanges réels sont liés aux besoins des agents économiques et au volume des affaires.

1.1.2 La théorie quantitative de la monnaie

La théorie quantitative de la monnaie est une théorie économique fondée sur la relation de causalité entre la quantité de monnaie en circulation et le niveau générale des prix⁴. Autrement dit : selon la théorie quantitative de la monnaie toute variation de la quantité de monnaie entraîne une variation de même sens du niveau générale des prix, la quantité de monnaie détermine directement le niveau des prix⁵.

La première formulation de la théorie quantitative de monnaie est faite par un économiste américain [Irving Fisher 1911](#). [Irving FISHER](#), dans la logique que la monnaie n'exerce d'influence que sur le niveau général des prix, il présente dans son ouvrage « *the purchasing power of money 1911* », la version classique de la théorie quantitative, et donne une formulation de cette théorie qui s'accorde avec la conception de l'équilibre général de [WALRAS \(1874\)](#).

⁴http://www.fifrance.com/theorie_quantitative_de_la_monnaie.php, (Consulter 12/05/2020).

⁵Ponsard.C, (1959), « théorie quantitative de la monnaie. In : annales. Économies. Sociétés. Civilisations 14e année ». N.1, 1959.pp. 106 -121.

FISHER n'est qu'une actualisation de la théorie quantitative de monnaie des classiques. En formalisant l'idée d'un lien entre la quantité de la monnaie en circulation et le niveau général des prix, et la formulation explicite de FISHER sous forme de vitesse de circulation de la monnaie, met l'accent sur le volume des transactions. L'école classique a développé une théorie particulière de la demande de monnaie. Il interprète la demande de monnaie comme la masse monétaire requise par rapport à la demande de transactions à court terme. Il est considéré comme une fonction d'une proportion constante du volume des transactions.

1.1.3 La théorie quantitative de monnaie selon Pigou et Marshall (1923) : (l'école de Cambridge)

Une deuxième formulation est émanée par deux économistes anglais Pigou (1917) et Alfred Marshall (1923) quant à la méthode de Pigou, il généralise à deux effets : « l'effet d'encaisses nominales et l'effet d'encaisses réel », lorsque ces derniers perçoivent une augmentation de leurs encaisses nominales suite à une augmentation de l'offre de monnaie, ils vont augmenter leurs demandes sur biens et services. Ces auteurs ont transformé l'équation de FISHER en une fonction de demande de monnaie liée au revenu réel. Cette demande en insistant de la volonté des individus de détenir des liquidités leur permettant d'effectuer des transactions. L'idée selon laquelle la monnaie est exclusivement transactionnelle.

1.1.4 La demande de monnaie keynésienne

Keynes 1936 est le premier qui a établi les véritables bases d'une fonction de demande de monnaie formalisé. Et dans son ouvrage « *la théorie générale de l'emploi, de l'intérêt et de la monnaie* »⁶. Il a montré deux déterminants de demande de monnaie le revenu réel et le taux d'intérêt. D'après son analyse il a proposé des motifs de détention de la monnaie par les agents économiques : le motif de transaction et celle de précaution et celui de spéculation, auquel il a ajouté le motif de finance ultérieurement. Les motifs de transaction et de précaution dépendent du revenu réel. Pour le motif de spéculation, les agents conservent leurs encaisses réelles afin de pouvoir saisir des opportunités de plus-value du marché financier notamment l'achat des titres (obligations) en fonction de l'évolution des taux d'intérêt. Pour celui de finance, il dépend de l'épargne et des investissements qui, à leur tour dépendent du revenu.

1.1.5 La demande de monnaie chez Friedmann

⁶ Keynes J M, « la théorie générale de l'emploi, de l'intérêt et de la monnaie ». Version français, traducteur, Largentaye J, édition Payot, Paris, 1942, page 407.

Une autre analyse est faite par les monétaristes appelée la théorie quantitative de la monnaie moderne avec M. Friedman (1956), l'auteur propose une nouvelle théorie de la demande de monnaie intitulé dans son ouvrage «*la théorie quantitative de la monnaie : une reformulation*⁷ », ou il a montré une vision différente à la vision keynésienne, qui commence par une reformulation de la théorie de la demande de monnaie. Mais contrairement à Keynes, Friedman plaçait la demande de monnaie sur le long terme. Il soutient que la demande de monnaie dépend du revenu permanent, des niveaux généraux des prix, des taux obligataires, des taux boursiers.

1.2 L'influence du prix du pétrole sur les variables macroéconomiques

Le pétrole est considéré comme une source d'énergie importante de nombreux Secteurs de l'économie, dépendant directement ou indirectement du pétrole, les Fluctuations des prix du pétrole ont donc de nombreuses répercussions Importantes sur l'économie mondiale, et ainsi que pour les principales variables macro-économiques en Algérie comme (le produit intérieur brut, la masse monétaire, l'inflation, le taux de change).

1.2.1 L'effet de la variation de prix du pétrole sur le Produit Intérieur Brut

La hausse des prix du pétrole dans les pays importateurs du pétrole entraîne une baisse de leurs revenus, ce qui signifie une diminution de la demande des consommateurs, et le transfert de richesses de ces pays vers les pays exportateurs du pétrole, est ce qu'explique l'augmentation du PIB dans les pays exportatrice du pétrole.⁸

1.2.2 L'effet de la variation de prix du pétrole sur la masse monétaire

Une hausse des prix du pétrole a un effet particulier dans les pays producteurs du Pétrole (les pays exportateurs du pétrole) et cette hausse encourage ces pays à augmenter leurs productions, ce qui entraîne une hausse de la demande, en outre, une hausse des prix du pétrole entraîne une demande monétaire plus élevée et donc une masse monétaire plus élevée, et contrairement dans le cas de la baisse des prix du pétrole.

1.2.3 L'effet de la variation de prix du pétrole sur l'inflation

Dans les pays exportateurs du pétrole, la hausse au niveau des prix du pétrole a accru la croissance de la masse monétaire, et cette dernière crée l'inflation, et l'inflation par création des couts de la production autrement dit : les prix élevés des couts de production

⁷Milton F. «The Quantity theory of Money: A Restatement» publié dans studies in the quantity theory of money Milton Friedman Ed, Chicago, university of Chicago Press, pp.3-21, 1956.

⁸ZOUIRI S. (2015 /2016), *Evaluation de l'impact d'un choc pétrolier sur l'économie marocaine : une analyse en équilibre général calculable*, Mémoire de fin d'étude pour l'obtention du diplôme de master des sciences économiques, Université Mohammed V Rabat.

poussent les producteurs à augmenter leurs prix de vente, cela entraîne une nouvelle hausse de l'inflation.⁹

1.2.4 L'effet de la variation de prix du pétrole sur le taux de change

La variation des prix du pétrole peut affecter la valeur du dollar, l'augmentation des prix du pétrole dans les pays exportateurs conduit à une augmentation de la demande pour le dollar parce que ce dernier est fréquemment utilisé dans les transactions, et peut créer une pression à la hausse sur son prix. De l'autre côté l'augmentation des prix du pétrole touche également les pays importateurs de pétrole. Ces augmentations entraînent des faiblesses dans les paiements de ces pays, et exercent une pression sur la dépréciation du taux de change.¹⁰

Section 2 : revue de littérature empirique

2.1 Revue empirique sur la demande de monnaie

Les chercheurs ont procédé dans plusieurs études et se concentrent sur la demande de la monnaie et leurs démarches empiriques ou ils sont basés sur les modèles théoriques et l'utilisation des modèles économétriques pour mieux comprendre les conditions et les caractéristiques de la demande de monnaie.

2.1.1 Étude la demande de monnaie pour les pays africains

Simmons (1992)¹¹ a examiné la demande de monnaie restreinte (M1), en utilisant un modèle de correction des erreurs (ECM) pour un échantillon de cinq pays africains, la République démocratique du Congo, la Côte d'Ivoire, l'île Maurice, le Maroc et la Tunisie. Les résultats obtenus montrent que le taux d'intérêt a un impact significatif sur la demande de monnaie à long terme dans le cas de la Côte d'Ivoire, de l'île Maurice et du Maroc. En outre, à court terme, l'influence de l'inflation attendue sur M1 a également été significative pour tous les pays sauf le Maroc. Sur le même chemin, pour le Cameroun, la Côte d'Ivoire, le Kenya et le Nigeria Fielding (1994) a utilisé des données trimestrielles pour construire une fonction de demande de monnaie. Il a découvert que la demande de monnaie dans ces pays est déterminée par la volatilité de l'inflation et des taux d'intérêt. Adam (1992)¹² a

⁹AOUZAL, L. (2018), « l'impact de dynamique des cours de pétrole sur la croissance économique au Maroc », *international Review of economics, Management and Law Research*, PP. 1- 22.

¹⁰ ILEF O. (2018), *vers des approches dynamiques des marchés énergétiques : effet de la financiarisation*, thèse pour obtenir le grade de docteur du conservatoire national des arts et métiers, Ecole Doctoral Abbé Grégoire, Paris.

¹¹Halimi H, Rashid S, Ali S. (2015), «Empirical Evidence on the Long-Run Money Demand Function in the Gulf Cooperation Council Countries», *International Journal of Economics and Financial Issues*, N° 5(2), pp. 603-612.

¹²Adam CH. (1992), "on the dynamic specification of money demand in Kenya", *journal of african Economies*, vol, (1), issue 2, page 233-270.

CHAPITRE 01 : REVUE DE LITTERATURE THEORIQUE ET EMPIRIQUE

établi une série de demandes à équation unique pour les fonctions monétaires (M0, M1, M2 et M3) pour l'économie kenyane de 1973 à 1989. L'application de la technique de Johansen suggère que les élasticités de revenu de la demande monétaire sont proches de l'unité pour M0 et légèrement inférieures à environ 0,8 pour les autres agrégats monétaires ; par conséquent, il a constaté que la demande pour M1 est stable. Darrat (1986) a obtenu des résultats similaires pour le Kenya M1, bien que l'élasticité-revenu de Darrat ait été étonnamment élevée avec une valeur de 1,8. Drama et Yao (2010) et de Nell (2003)¹³, toutes ces études concluent que les agrégats monétaires étroits et larges sont stables dans les pays africains respectifs et soutiennent donc la perspective d'un ciblage monétaire par les banques centrales. Gharthey (1998)¹⁴ a étudié la demande de monnaie au Ghana en utilisant l'approche de Co-intégration et de modélisation de correction des erreurs d'Engle et Granger (1987) et de Johansen (1988). Les résultats ont montré que la demande de monnaie au Ghana est stable.

Bahmani-Oskooee et Gelan (2009)¹⁵ ont abordé la stabilité de la demande de fonds M2 dans 21 pays africains à l'aide de données trimestrielles sur la période 1971T1-2004Q3. L'utilisation des tests CUSUM et CUSUMSQ aux résidus des modèles de correction des erreurs a montré que dans presque tous les 21 pays, la demande de fonds M2 est stable. Cela pourrait être justifié par l'intégration du terme de correction d'erreur lors du test de stabilité à long terme.

Birendra Bahadur Budha (2011)¹⁶ a analysé la fonction de demande de monnaie cas de Népal au durant la période allant de (1997-1998) à (2009-2010) à l'aide de données annuelles. Les résultats empiriques impliquent que les tests de Co-intégration montrent l'existence d'une relation à long terme entre les soldes monétaires réels et leurs déterminants, production et taux d'intérêt. Le modèle de correction des erreurs vectorielles (VAR) a prouvé la relation à court terme entre les soldes monétaires réels et leurs déterminants. En outre, l'estimation par OLS dynamique de la fonction de demande de

¹³Saten K, Don J. Webber and Scott F. (2011), "Money demand stability: A case study of Nigeria", *Department of Economics, Auckland University of Technology, Auckland, New Zealand*. 2011.

¹⁴Hamdi H. et al. (2015), «Empirical Evidence on the Long-Run Money Demand Function in the Gulf Cooperation Council Countries», *International Journal of Economics and Financial*, Issues, n0 5(2), pp. 603-612.

¹⁵Bahmani-Oskooee, M, Gelan, A. (2009), "How stable is the demand for money in African countries". *Journal of Economic Studies*, Vol 36 N° (3), P, 216-235.

¹⁶Birendra BB. (2011), "An empirical analysis of money demand function in Nepal", *NRB economic review, Kathmandu, Nepal*, ZDB-ID 2680287-9, P. 54-70.

monnaie indique que le signe des coefficients de production et de taux d'intérêt est conforme à l'hypothèse des théories de demande de monnaie.

Suliman Zakaria Suliman* et Hala Ahmed Dafaalla (2011)¹⁷ ont testé l'existence de la fonction stable demande de monnaie de cas au Soudan au cours de la période allant 1960 à 2010. Leurs études appliquent les modèles de Co-intégration et de correction d'erreur, en utilisant les données de séries chronologiques, les résultats indiquent qu'il existe une relation entre les soldes monétaires réels à long terme et les variables explicatives. Dans cette relation à long terme, les coefficients estimés sont cohérents avec la théorie économique qui sous-tend la demande de monnaie. Des modèles corrigés des erreurs (ECM) sont utilisés pour estimer les fonctions de demande de monnaie à court terme, où les coefficients estimés sont également cohérents avec la théorie économique et sont généralement inférieurs à ceux associés à l'équilibre à long terme.

Nkurunziza Fabrice (2016)¹⁸ a étudié durant la période (2008(Q1) à 2015(Q4)). L'estimation de la demande de monnaie au Rwanda. En utilisant les techniques de Co-intégration, les résultats de son étude indiquent qu'il existe une relation à long terme entre les variables retenues. Il estime un modèle à correction d'erreur à l'aide des agrégats M1, M2 et M3. Les résultats de ce modèle ont montré que, l'agrégat étroit M1 est le meilleur, parmi les agrégats monétaires M2 et M3. Il montre aussi que le PIB a un effet positif sur l'agrégat monétaire M1 et un effet négatif sur les taux d'intérêt.

Dennis Nchoretet, Vaclav Adamec (2016)¹⁹ ont étudié la demande de monnaie et sa stabilité dans le cas de Ghana. En utilisant le test de Co-intégration de Johansen et le modèle à Correction d'Erreur, les résultats obtenus d'après l'application le test de Co-intégration que les variables sont intégrées. la conclusion de son étude après L'estimation du modèle à Correction d'Erreur montre que la demande de monnaie est positivement affectée par le PIB à long terme alors que le taux d'intérêt affecte à court terme. Le test de stabilité de CUSUM montre que la fonction de demande de monnaie est stable et celui de test Chow montre qu'il n'y a pas de ruptures structurelles.

2.1.2 Etude la demande de monnaie pour les pays asiatiques

¹⁷ Suliman Zakaria S. et Hala Ahmed D. (2011), « Une analyse économétrique de la fonction de demande de monnaie au Soudan 1960 à 2010 », Vol.3(16), P, 793-800

¹⁸ Nkurunziza F. (2016), "Money demand in Rwanda: A Cointegration analysis 2008Q3-2015Q4", *international Economics and Business*, 2016, Vol. 2, N°2, P, 17.

¹⁹ Dennis N, Vaclav A. (2016), "Investigating the Stability of Money Demand in Ghana", 2016, vol. 64, issue 6, 2075-2079.

CHAPITRE 01 : REVUE DE LITTERATURE THEORIQUE ET EMPIRIQUE

Bahmani-Oskooees et Rehman (2005)²⁰ ont analysé la stabilité de la demande de monnaie pour un groupe de pays émergents d'Asie (Inde, Indonésie, Malaisie, Pakistan, Philippines, Singapour et Thaïlande), et Cette étude, après intégration des tests CUSUM et CUSUMSQ dans l'analyse de Co-intégration, Leurs résultats montrent que dans certains pays asiatiques même si les agrégats monétaires réels M1 ou M2 sont cointégrés avec leurs déterminants, les paramètres estimés sont instables.

Lee et Chien (2008)²¹ ont montré que la demande de monnaie en Chine a un effet important sur la stabilité économique et financière, tandis que Baharum shah et al. (2009) et Wu (2009) ont démontré qu'une stabilité de la demande monnaie fonction existerait tant qu'il y a une comptabilité appropriée en usage.

JAE-KWANG HWANG (2002)²² a montré qu'il existe une relation de long terme entre l'agrégat monétaire (M2) et ses déterminants, le PIB, le taux d'intérêt pour le cas de la Corée, en utilisant l'approche de Julius et Johansen. Toutefois, M1 n'a pas de relation de Co-intégration significative avec ces déterminants. Par rapport aux taux d'intérêt à court terme, les taux d'intérêt à long terme sont le meilleur indicateur pour mesurer le coût d'opportunité de la détention de monnaie. Par conséquent, les autorités monétaires devraient mettre l'accent sur le contrôle de M2 lors de la mise en œuvre de la politique monétaire.

Abdoul QAYYUM (2005)²³ a estimé la fonction de demande de monnaie au Pakistan. Il a utilisé le modèle à correction d'erreur sur les données de longue période (1960-1999). Le test de Co-intégration montre qu'il existe une relation à long terme entre M2, le revenu réel, le taux d'inflation, le taux d'appel d'offre de liquidité, le rendement des obligations du Gouvernement. L'estimation du modèle à correction d'erreur conclue qu'à long terme, toutes les variables agissent sur la demande de monnaie mais l'impact du taux d'inflation a un effet plus important que revenu réel. Et à court terme, le revenu réel et le taux d'inflation sont les principaux déterminants. Les deux tests utilisent de CUSUM & CUSUM SQUARES confirment la stabilité de la fonction de demande de monnaie.

²⁰Bahmani-Oskooee M., Rehman, H. (2005), "Stability of the money demand function in Asian developing countries», *Taylor & Francis Journals*, vol. 37(7), pages 773-792.

²¹Lee Che-Chi, Chien, Mei-se (2008), "Stability of money demand function revisited in China". *Applied Economics*, page 3185-3197.

²²Jae-Kwang H. (2002), «the demand for money: evidence from the cointegration test », *international advances in Economic reteach*, Vol.8. (3), page 188-195.

²³Faridi Z. (2013), « An Estimation of Money Demand Function in Pakistan: Bound Testing Approach to Co-integration », *Pakistan Journal of Social Sciences (PJSS)*, Vol. 33, n0 1, pp. 11-24.

CHAPITRE 01 : REVUE DE LITTÉRATURE THÉORIQUE ET EMPIRIQUE

Hossein Shari_Renani (2007) ont estimé la demande de monnaie en Iran à l'aide de modèle ARDL, et les tests de Co-intégration de Pesaran & Shin (1998)²⁴ et Pesaran et alii (2001) ont montré l'existence d'une relation à long terme entre le revenu et l'agrégat monétaire. Également entre l'inflation et les taux de change. Ils résultats obtenus indiquent que le revenu et les taux de change ont un impact positif sur la demande de monnaie, tandis que l'inflation a un impact négatif sur la demande de monnaie. Ont utilisé. Les tests de CUSUM et CUSUM of Squares confirment la stabilité du modèle.

Parvez Azim et alii (2010)²⁵ ont utilisé le modèle ARDL au Pakistan pour la période (1973-2007). Leurs tests ont indiqué l'existence de Co-intégration entre les variables, De plus, ils ont conclu que le revenu et l'inflation ont un effet positif sur la demande de monnaie contrairement le taux de change a un effet négatif, ce qui signifie que toute dépréciation du taux de change entraînera une baisse de la demande de monnaie. Ils ont également confirmé la stabilité du modèle pour la période d'étude.

Jordan Kjosevski (2013)²⁶ pour ses recherches sur les déterminants de la demande de devises en République de Macédoine et leur stabilité à long et à court terme. Il a utilisé dans son analyse le test de Co-intégration et le modèle Vectoriel à correction d'erreur (VCEM) sur des données mensuelles afin de prouver qu'il existe une relation de long terme entre la demande de monnaie et ses déterminants. Les résultats de ce modèle (VECM) montrent qu'à long terme, le taux de change et le taux d'intérêt expliquent les variations de la demande de monnaie et à court terme les variations de la demande de monnaie sont dues au taux de change et à l'inflation. Pour confirmer et analyser la stabilité du modèle, il a utilisé deux tests de CUSUM & CUSUM of Squares.

Sober Mall (2013)²⁷ a analysé la stabilité de la fonction de la demande de monnaie, pour la période 1973 à 2010 au Pakistan en utilisant les données annuelles. En appliquant l'approche de Co-intégration de Pesaran et al. (2001), et d'après le modèle ARDL et les tests de CUSUM, le résultat obtenu montre qu'il existe une relation de long terme entre M2 et les variables macroéconomiques telles que le PIB réel, le taux de change et le taux

²⁴Pesaran, H. Hashem & Shin, Yongcheol. (1998), « Analyse généralisée de la réponse impulsionnelle dans les modèles multi variés », *Elsevier*, vol. 58(1), pages 17-29.

²⁵ Dr. Parvez A. Dr. Nisar A, Sami U, Bedi-uz-Z, Muhammad Z. (2010), "Demand for Money in Pakistan: an Ardl Approach" 76 Vol. 10 Issue 9 (Ver 1.0).

²⁶Kjosevski J. (2013), « The determinants and stability of money demand in the Republic of Macedonia ». *Zbornik radova Ekonomskog fakulteta u Rijeci, Actes de la Faculté d'économie de Rijeka, Journal of Economics and Business*, Vol. 31, n°1, pp. 35-54.

²⁷Sober M. (2013), "Estimating a Function of Real Demand for Money in Pakistan: An Application of Bounds Testing Approach to Cointegration", *International Journal of Computer Applications (0975 – 8887)* Volume 79 – No5, October 2013.

d'appel d'offre. Les résultats du modèle Autorégressive distributed lag (ARDL) ont identifié trois déterminants (le revenu réel, le taux de change et le taux d'appel d'offre), Le revenu réel et le taux de change ont un effet positif sur la demande de monnaie (M2), à court et à long terme, tandis que le taux d'appel d'offre a un effet négatif. Les tests de CUSUM et CUSUM of Squares montrent que la fonction de demande de Monnaie (M2) au Pakistan est stable.

Tan Juat Hong (2016)²⁸ a étudié la stabilité de la demande de monnaie en Malaisie en utilisant la méthode de Co-intégration et le test CUSUM. Les données mensuelles (1960-2014) englobant les agrégats monétaires (M1, M2), les taux d'intérêt et une variable d'échelle représentée par l'indice de la production industrielle (IPI). Les résultats montrent qu'il existe une relation à long terme entre l'encaisse réelle, le PIB réel et les taux d'intérêt. La fonction de demande de monnaie Malaisienne indiquée par le test CUSUM et CUSUMSQ a été relativement stable au cours de la période d'étude.

2.1.3 Etude la demande de monnaie pour l'Algérie

Kherbachi Hamid, Achouche Mohamed, et Abderrahmani Fares (2006)²⁹ ont étudié d'un le cadre analytique la demande de monnaie en Algérie, en prenant compte les caractéristiques structurelles de l'économie algérienne. Ils ont utilisé la technique Co-intégration pour estimer le modèle VECM selon l'approche structurelle de Johansen (1998). En utilisant pour tester la stabilité les paramètres du modèle, les tests Chow, Split Sample. Les résultats obtenus, concluent qu'il existe une relation de long terme entre la demande de monnaie et ses déterminants, l'argument étant exprimé par les variables revenu réel, taux d'intérêt et taux d'inflation. En fait, la fonction de demande de monnaie en Algérie (1964-2009) est statistiquement significative et présente une stabilité paramétrique considérable. Les résultats ont pleinement confirmé les hypothèses de la théorie économique sur la demande de monnaie.

Ayad Fayçal (2013)³⁰ a étudié en Algérie, la relation Co-intégrante entre la demande d'encaisses réelles le revenu réel, l'inflation et l'incertitude économique. Il a utilisé la méthode de Johansen (1988). Les résultats obtenus montrent que les signes des coefficients sont conformes à la théorie de la demande de monnaie, et sont statistiquement significatifs.

²⁸Tan Juat H. (2016), « la stabilité de la demande de monnaie en Malaisie : une approche de cointégration et CUSUM ». Vol (10), page 4107-4112.

²⁹Abderrahmani F. et Achouche M, kherbachi H. (2006), « Estimation d'une fonction de demande de monnaie en Algérie », *Cahiers du CREAD*, n° 75, pp. 43-67.

³⁰AyadF. (2013), « The demand for money in Algeria ». Disponible sur <https://books.google.dz/> (consulté le 5/05/2022).

En conséquence, la demande d'encaisses réelles est considérée comme étant fonction du revenu réel, pris comme variable d'échelle, du taux d'inflation et de l'incertitude économique, avec un effet positive du revenu et l'incertitude économique et un effet négatif pour l'inflation.

2.2 Revue littérature empirique sur les effets du prix du pétrole

Hmissi (2005) a examiné la sensibilité de 24 économies africaines au changement des prix du pétrole, elle a également utilisé les prix annuels du pétrole (à la fois en USD et convertis en monnaie local) durant la période de 1960 à 2005, elle a utilisé le test de Co-intégration et de causalité au sens du granger comme techniques pour évaluer la relation sur le long terme et sur le court terme entre le prix de pétrole et quelques variables macroéconomiques (le produit intérieur brut, l'indice des prix à la consommation, balance commerciale, solde budgétaire, et les réserves) les résultats révèlent que l'économie des pays africains est significativement influencées par les fluctuations des prix de pétrole soit à long terme pour certaines pays et soit à court terme pour le reste des pays.³¹

Ihssane Belaribi et Halima Zouaoui (2021) ont étudié durant la période 2000 à 2019 la dynamique des effets des chocs pétroliers sur quelques variables macroéconomiques (la balance commerciale, les réserves de change), ils ont utilisé une technique à l'aide de test de causalité et de Co-intégration pour identifier l'existence d'une relation à long terme et à court terme entre les chocs pétroliers et les variables macroéconomiques, ils ont utilisé un modèle multi varié. Ce modèle est principalement utilisé dans les travaux de modélisation de l'activité économique par MORK et Hall (1980), corruth, hooker et Oswald (1998), Hamilton (1996) et Burbidje et Harrison (1984) et ceux de mignon et l'ardic (2002), les résultats révèlent : la variation de prix de pétrole à l'exportation hausse le niveau de la balance commerciale et les réserves de change pour l'Algérie aussi bien à court terme qu'à long terme avec toutefois variable une intensité variable en fonction de la valeur de coefficient de force de rappel de leurs modèles.³²

Aouzal (2018) a étudié l'impact de la dynamique des cours de pétrole sur la croissance économique marocaine, elle a utilisé le test de Co-intégration, elle a appliqué le modèle vectoriel autorégressif (VAR) car il permet de saisir les modélisations des variables objectives suite un choc sur les variables instruments, elle a utilisé dans cette étude des

³¹Rajhi T. et al. (2005), « Impact des chocs pétroliers sur les économies africaines : une enquête empirique », P, 1-45.

³²IHSSANE B, ZOUAOU H, (2021), « Modélisation de l'influence de la variation des prix du pétrole à l'exportation sur principaux agrégats macroéconomiques », *Revue d'économie et de statistique appliquée*, Vol 18, n° 1, PP. 245-260.

CHAPITRE 01 : REVUE DE LITTERATURE THEORIQUE ET EMPIRIQUE

données annuelles durant la période de 1962 à 2017, elle a choisi comme variable (le taux de croissance économique, le prix d'un baril de pétrole en dollar américain, le taux d'inflation, la balance commerciale et le taux de change) les résultats de ce modèle montre que les variables macroéconomiques sont influencées de manière asymétrique face à les fluctuations des prix de pétrole.³³

Attochi Manel (2020) a étudié la relation entre les chocs pétroliers et quelques indicateurs de la comptabilité nationale algérienne comme l'offre de la monnaie (M2) et l'indice des prix à consommation et les chocs des prix de pétrole développés par **MORK(1989)**, elle a appliqué le modèle SVAR sur les données annuelles durant la période 1970 à 2018, les résultats de ce modèle ont montré que le choc pétrolier positif et négatif il a un impact négatif sur la croissance de la production, et le choc pétrolier positif augmente l'inflation et l'offre de monnaie (M2) par contre les chocs pétroliers négatifs diminuent ces deux variables.³⁴

BURBIDGE ET HARRISON (1984) ont étudié l'impact des chocs des prix de pétrole de baril sur l'activité économique sur cinq échantillons (États-Unis, Canada Japon, allemand et Royaume-Uni) durant la période 1962 à 1982 ils ont appliqué le modèle vectoriel autorégressif (VAR), ces auteurs révèlent que l'effet des chocs du prix du pétrole il a un impact très important sur l'économie américaine et canadienne par contre il a un impact faible pour le Japon l'Allemand et le Royaume-Uni.³⁵

HOKER(1996) à étudier l'impact des chocs pétroliers sur l'activité économique il a utilisé des données trimestrielles durant la période 1948 à 1994, il a utilisé les techniques de causalité au sens de Granger, les résultats obtenus qu'il existe une relation de causalité au sens de Granger entre les chocs pétroliers et les variables macroéconomiques durant la période (1948 - 1972), et l'économie américaine a connu un changement de régime en 1973, la variation des prix de pétrole a un impact significativement négative sur l'activité économique durant la période (1973- 1974.).³⁶

Cunado et gracia (2005) ont étudié l'impact des chocs pétroliers sur l'activité économique, ils ont utilisé six pays asiatiques comme échantillon durant la période de 1975(Q1) à 2002(Q2) ils ont appliqué les techniques de Co-intégration de causalité de granger, les

³³ AOUZAL L, Op.cit. , PP.1, 8.

³⁴ ATTOUCHI M. (2020), « l'impact des fluctuations des cours pétroliers dans un pays exportateur et un pays importateur du pétrole », *journal des études économiques contemporaines*, Vol 05, n°02, PP.163- 179.

³⁵ ILEF O, op.cit. PP.39-41.

³⁶ Idem.

CHAPITRE 01 : REVUE DE LITTÉRATURE THÉORIQUE ET EMPIRIQUE

résultats obtenus les prix de pétrole ont un impact significatif sur l'activité économique (PIB) et sur l'indice des prix des pays asiatiques.³⁷

GORMUS ET ATINC (2016) ont étudié l'impact des chocs pétroliers sur l'activité économique, ils ont choisi comme variable (indice des prix de la consommation et le PIB, prix de pétrole et le taux de change), en utilisant le modèle Vectoriel autorégressif (VAR), les résultats obtenus de ce modèle montre que les prix du pétrole ont un impact significatif sur l'économie américaine, de plus la volatilité des prix du pétrole explique les variations des variables économiques.³⁸

Kilian en (2009) a étudié l'impact des chocs pétroliers sur l'activité économique, il a choisi durant la période de 1975- 2007 les variables suivantes : la croissance de la production, l'inflation, le taux d'intérêt nominal, le taux de change, il a appliqué le modèle vectorielle structurelle (S VAR) du marché mondial du pétrole, les résultats obtenus de ce modèle : montre que ce n'est pas seulement les chocs de la demande et l'offre qui ont un impact dynamique sur le prix réel du pétrole et l'économie américaine mais aussi les chocs de la demande mondiale peuvent avoir des effets sur les prix du pétrole et l'économie américaine .³⁹

Cashin Mohaddes ET RAISSI EN (2014) ont étudié l'impact des chocs pétroliers sur l'activité économique, ils ont utilisé durant la période (1979Q2- 2011Q2) 38 pays : les pays membres de l'OPEP, l'Amérique latine, les pays asiatiques émergents, OCDE, le moyen- orient, l'Afrique de nord, ils ont appliqué un modèle VAR Global (GVAR), les résultats obtenus de ce modèle montre que : les chocs pétroliers ont des effets différents et varient entre les pays importateurs et exportateurs du pétrole de plus les perturbations de l'offre ont entraîné une réaction à la hausse des prix du pétrole , l'impact sur les exportateurs d'énergie a été positif et , en outre , tous les pays de l'échantillon subissent des pressions inflationnistes à long terme.⁴⁰

Conclusion

Les auteurs classique et néoclassique ont expliqué la théorie quantitative de la monnaie d'une façon indirecte, et la véritable formulation de cette théorie a été remontée par les auteurs néoclassiques, et selon ces auteurs la monnaie joue un rôle important dans l'analyse microéconomique, en outre idée que la monnaie est principalement un moyen de paiement qui ne rapporte pas d'intérêt. En fait, la théorie de la demande de monnaie se

³⁷ Idem.

³⁸ Idem.

³⁹ Idem.

⁴⁰ Idem.

CHAPITRE 01 : REVUE DE LITTÉRATURE THÉORIQUE ET EMPIRIQUE

fondé autour de deux grandes écoles : selon la première école, définie comme classique et néoclassique, Le seconde est keynésienne, fondée sur la motivation, en expliquant les raisons de la détention de monnaie. En plus de ces théories, selon de Friedman la demande de la monnaie, en affirmait dans son analyse que “la théorie quantitative de la monnaie est essentiellement une théorie de la demande de monnaie “. En outre, les travaux empiriques que nous avons cités antérieurement sont réalisés grâce aux recherches faites par les économistes et de leurs théories mentionnées dans la deuxième section.

Selon tous les résultats des travaux empiriques, est démontré que ces études ont examiné la performance de la masse monétaire, c'est-à-dire l'existence de relations de long terme entre la demande de monnaie et ses déterminants malgré la différenciation des variables utilisées et les différentes instructions de test économétrique.

En effet, dans la deuxième et la quatrième sous-section nous montrons les études empiriques et théoriques étudiées par les différents auteurs sur l'effet des prix du pétrole indique que les fluctuations négatives et positives des prix du pétrole ont un impact important sur les variables macro-économiques et surtout sur l'activité économique, car le pétrole est plus qu'une matière première incontournable, avec lui on achète et on vend la sécurité économique et militaire.

CHAPITRE II

CHAPITRE 02 ANALYSE DE LA POLITIQUE MONETAIRE EN ALGERIE DURANT LA PERIODE 1990-2020

Introduction

La politique monétaire est l'un des instruments les plus importants de politique économique pour faire face aux différents chocs et contingence économiques. Les banques centrales, après la crise financière de 2007, ont conduit un groupe de politiques monétaires visant à stabiliser l'économie. Compte tenu de la gravité et de la crise et du risque prolongé son impact sur l'économie, les banquiers centraux ont été contraint d'explorer une nouvelle politique monétaire qu'ils ont qualifiée de politique monétaire non conventionnelle, pour revitaliser la performance économique des pays. La politique monétaire représente l'ensemble des mesures qu'un gouvernement prend en ce qui concerne la quantité de monnaie en circulation, généralement par l'intermédiaire de sa banque centrale. En d'autres termes, la politique monétaire vise à fournir à l'économie la quantité de monnaie nécessaire pour croître et atteindre le plein-emploi, tout en respectant la stabilité au niveau interne (stabilité des prix) et la stabilité au niveau externe (stabilité du taux de change). Cela comprend également la fourniture des liquidités nécessaires au bon fonctionnement, et à la croissance économie tout en veillant la stabilité monétaire.

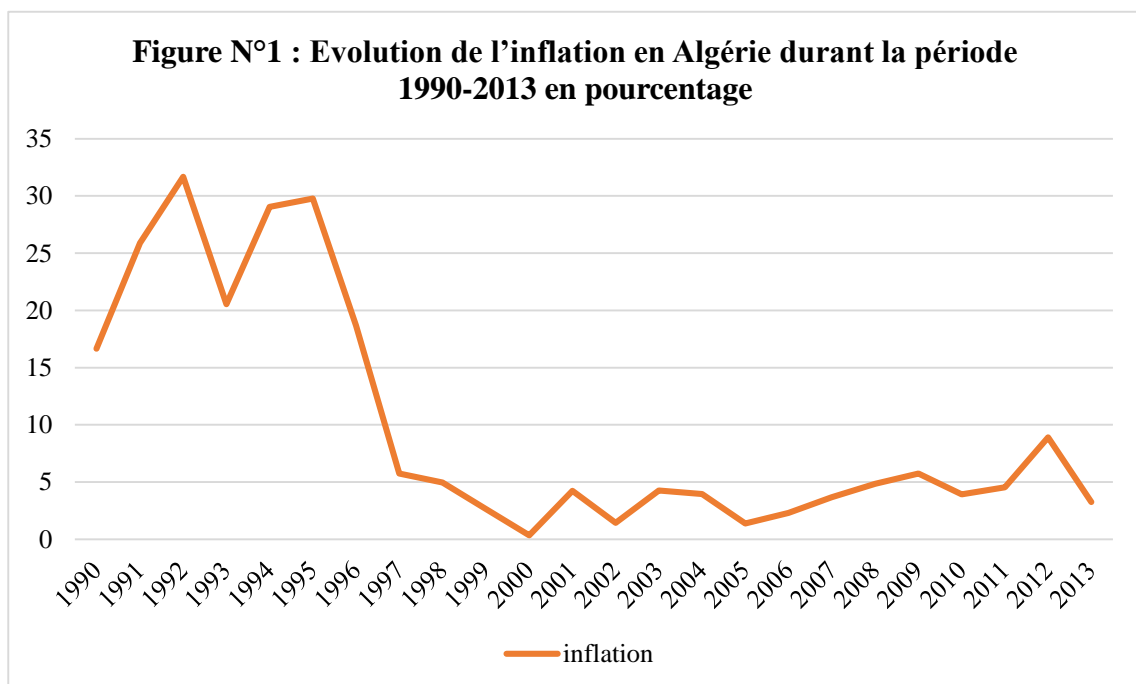
En Algérie la politique monétaire est considéré comme un outil de politique économique important adopté par un pays, visant principalement à affecter la masse monétaire et les taux d'intérêt circulant dans l'économie pour affecter le niveau de performance économique globale. Il vise également à assurer un équilibre économique général tant à l'intérieur qu'à l'extérieur. Au cours de la période 2000-2015, l'économie algérienne a connu des changements très importants. Après la hausse sans précédent des prix du pétrole depuis 2000, la plupart des indicateurs macroéconomiques se sont améliorés et la situation budgétaire et monétaire au pays et à l'étranger s'est renforcée. Les banques centrales essaient d'atteindre leurs objectifs par le biais de la politique monétaire. L'objectif e plus important est de maintenir la stabilité des prix malgré la volatilité des prix du pétrole, en particulier dans les pays exportateurs dont les économies sont fortement dépendantes de ces fluctuations.

Dans ce chapitre, nous avons essayé d'analyser la politique monétaire en Algérie durant la période 1990-2020. Nous allons devisés ce chapitre en deux périodes, nous avons commencé par la période 1990-2013, ensuite on passe vers la deuxième période 2014 à 2020.

Section 01 : Analyse de la politique monétaire en Algérie durant la période (1990-2013)

1.1: L'évolution de taux d'inflation en Algérie

On remarque une hausse importante de l'inflation durant la période de 1990 à 1995, car la politique monétaire n'a pas réussi à atteindre son objectif de contrôler de la stabilité des prix, en effet l'inflation passe de 16,65 à 29,77 avec un pic en 1993 de 20, cette augmentation est liée à la demande solvable de plus en plus importante, face à une offre rigide régulée en grande partie par les importations, associée à une libéralisation des prix, et à partir de 1996 une baisse drastique, entre 1997 et 2000 on observe une légère baisse de l'inflation⁴¹, et on remarque que l'inflation a chuté de 1,3 en 2005 et de 3,9 en 2010 et cette chute s'explique par la baisse des prix des produits alimentaires. et au début de l'année 2011 enregistre une flambée des produits alimentaires frais.⁴²

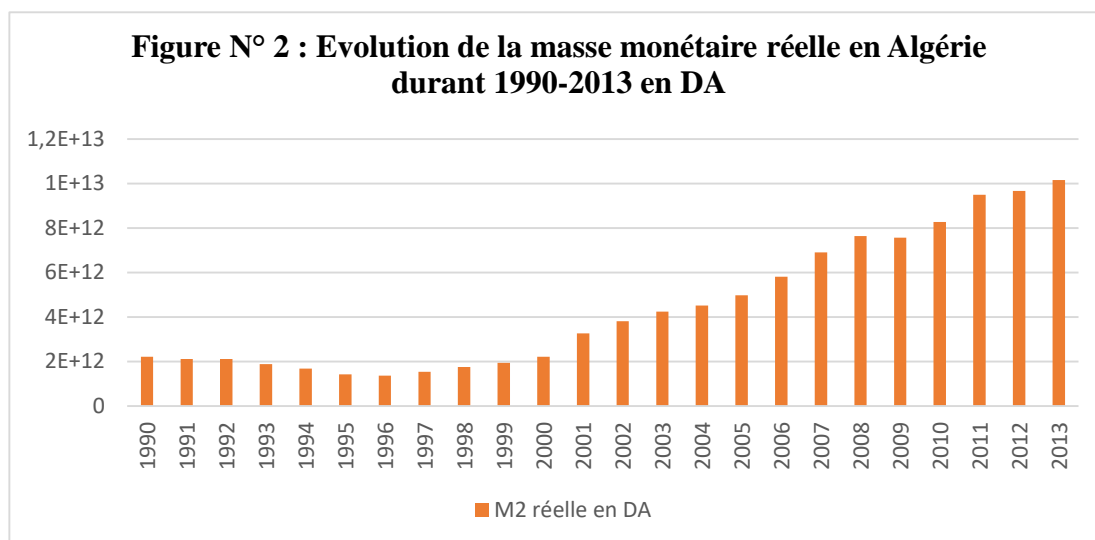


Source : établi par nos mêmes à l'aide des données de la banque mondiale

1.2 : L'évolution de la masse monétaire en Algérie

⁴¹ATMANI A, (2016) « Estimation et stabilité de la fonction de demande de monnaie en Algérie sur la période allant de 1970 à 2014 », Université Abderrahmane Mira Bejaia, P.32.

⁴²ZAOUI Dj. (2019), « La maîtrise d'inflation par la politique monétaire cas de l'Algérie (2000- 2017) ». *Algérienne d'économie de gestion*, Vol. 13, N° : 02 (2019), PP.54-70.



Source : établi par nos mêmes à l'aide des données de la banque mondiale.

La masse monétaire (M2) est considérée comme l'agrégat de référence à la politique monétaire en Algérie, elle est constituée de l'ensemble des moyens de paiement détenus par les agents non financiers sous forme d'encaisses fiduciaires, de dépôts à vue et de quasi monnaie.⁴³ La figure N°2 montre qu'il y a une forte dégradation de taux de liquidité durant la période d'ajustement structurelle de 1993- 1996, et en 2001 la masse monétaire (M2) réel augmente de 3,27 de dinars et cette augmentation s'explique par la forte croissance des dépôts en terme de dinar et l'épargne financière des entreprises du secteurs des hydrocarbures⁴⁴, et durant l'année 2002 on remarque une décélération de la croissance monétaire de 3,81 de dinars en terme masse monétaire (M2) réel, et cette hausse alimentée par l'augmentation des avoirs extérieurs nets suite à l'augmentation des recettes pétroliers, de plus le choc externe en 2009 il a influencé l'agrégat M2 et ce dernier a subi une progression inférieure aux forts rythmes de croissance des années précédentes.⁴⁵

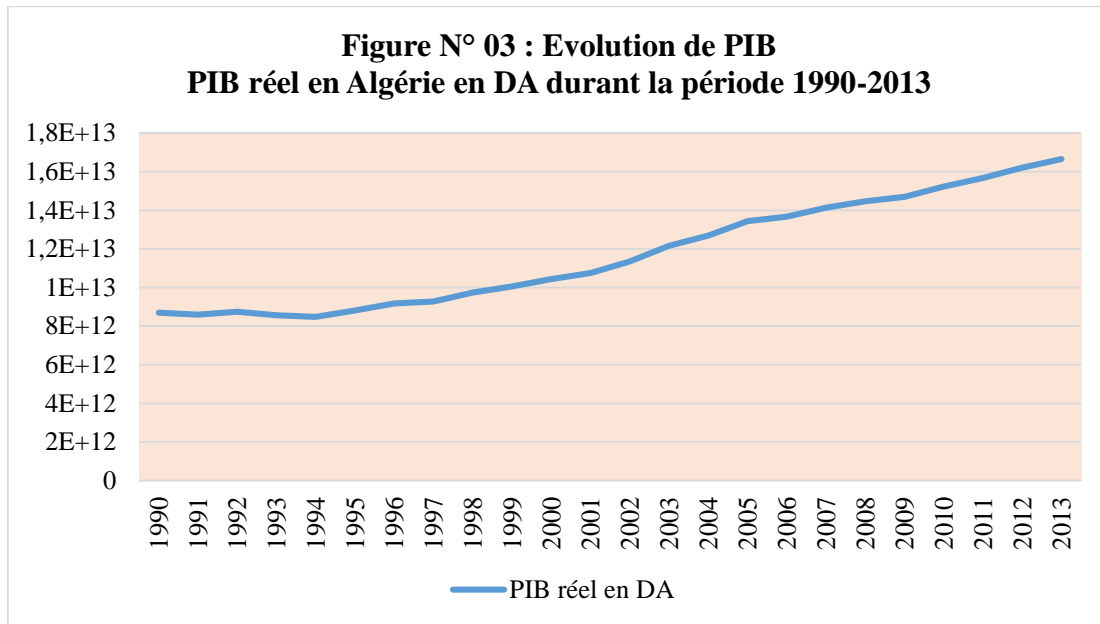
Et à partir de cette année on remarque une augmentation d'une façon plus rapide qui passe 7,57 dinars à 1,01 dinar en 2013.

1.3 : L'évolution de PIB en Algérie

⁴³BOUYACOU B, (2020) ; « Analyse empirique de l'impact de la politique monétaire sur l'inflation en Algérie de 2000 à 2019 », Les Cahiers du MECAS, V° 16, N°2, Décembre 2020, P 17.

⁴⁴ ATMANI A, op.cit. P.51.

⁴⁵ACHOUR T. (2013 /2014), *L'analyse de la croissance économique en Algérie*, Thèse de doctorat en science, Université ABOU BAKR BELKAID, TLEMCCEN.

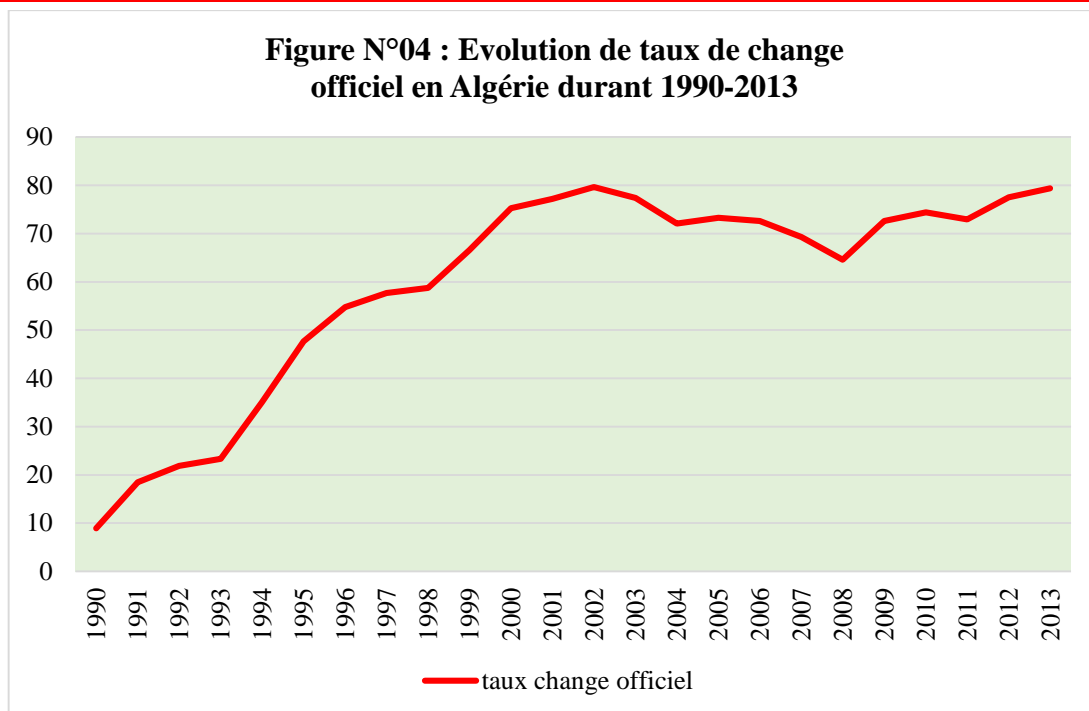


Source : établi par nos mêmes à l'aide des données de la banque mondiale.

Le produit intérieur brut (PIB) signifie comme un indicateur économique le plus retenu pour évaluer la production des biens et services d'un pays pendant une année. La figure n°3 montre que le PIB en terme réel il a baissé de 8,56 de dinars en 1993 et de 8,48 dinars en 1994, et c'est a causé d'une baisse de production et une hausse remarquable durant l'année 2002 au la situation économique algérienne a connu une amélioration de la performance macroéconomique, et dans la même période le pays a atteint un nouveau palliés de croissance, lié aux performances du secteur des hydrocarbures, le PIB réel va connaitre une augmentation continue à partir de l'année 2002.⁴⁶On remarque que le produit intérieur brut durant la période 2005 jusqu'à 2013 subit une forte augmentation qui est passe de 1,34 dinars en 2005 à 1,66 dinars en 2013

1.4 : L'évolution de taux de change en Algérie

⁴⁶ATMANI A, op.cit. P.53.



Source : établi par nos mêmes à l'aide des données de la banque mondiale.

Le taux de change est « *le prix d'une monnaie en terme d'une autre monnaie* »⁴⁷, en effet c'est le cours de la monnaie d'un pays exprimé par rapport à celle d'un autre pays, c'est-à-dire la quantité de monnaie étrangère contre laquelle une monnaie étrangère peut être échangée par une seule unité de la monnaie nationale. L'analyse des données figurant dans le graphe n°4 démontre que l'année 2002 a enregistré un taux de change le plus haut de 79,68 Da/dollars et c'est en 1990 qu'on registre un taux de change le plus bas de 8,95 Da/dollars c'est à cause de la chute au niveau des réserves de change de 724,8 million de⁴⁸ dollars , et pour l'ensemble de la période 2000-2013 on remarque que le taux de change a connu des tendances à la hausse et des tendances à la baisse.⁴⁹

1.5 : L'évolution de taux d'intérêt

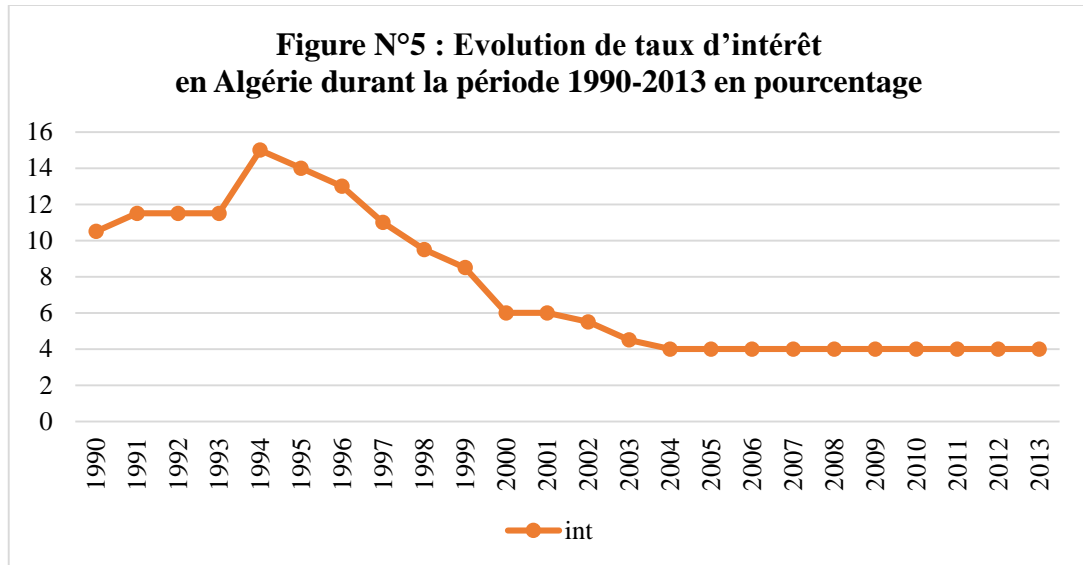
Dans le cadre des mises en œuvre des réformes en Algérie, le taux d'intérêt a connu une libération par contre le taux d'escompte a connu une évaluation, nous remarquerons un pic autour de l'année 1994 de 15%, et au cours de cette période jusqu'à l'année 1998, l'objectif intermédiaire principale était l'agrégat des avoirs intérieure nets de la banque d'Algérie.

⁴⁷ Mathilde L, Philippe M, Thierry M, « *les grandes questions d'économie et finance internationales* », édition de book, 3è édition Bruxelles, P, 61.

⁴⁸BOUCHETA Y. (2013/2014), *Etude des facteurs déterminant du taux de change dinar algérien*, Thèse pour l'obtention de doctorat en sciences économiques, Université ABOU BAKR BELKAID, TLEMCEM.

CHAPITRE 02 ANALYSE DE LA POLITIQUE MONETAIRE EN ALGERIE DURANT LA PERIODE 1990-2020

Depuis le second semestre de l'année 2001, et suite à la surliquidité bancaire et l'accroissement des avoirs extérieurs nets, la base monétaire intermédiaire a été devenue l'objectif intermédiaire de la politique monétaire. Ainsi, les banques ne recourent plus à la banque centrale, et le marché monétaire devient hors banque et représente le seul canal de transmission de la politique monétaire⁵⁰, Et durant l'année allant de 1995 à 2003 nous observons une tendance à la baisse qui passe de 14% en 1995 à 4,5% en 2003 et en finale on remarque une stabilité des 10 années dernières.⁵¹



Source : établi par nos mêmes à l'aide des données de la banque mondiale.

1.6 : L'évolution des prix du pétrole

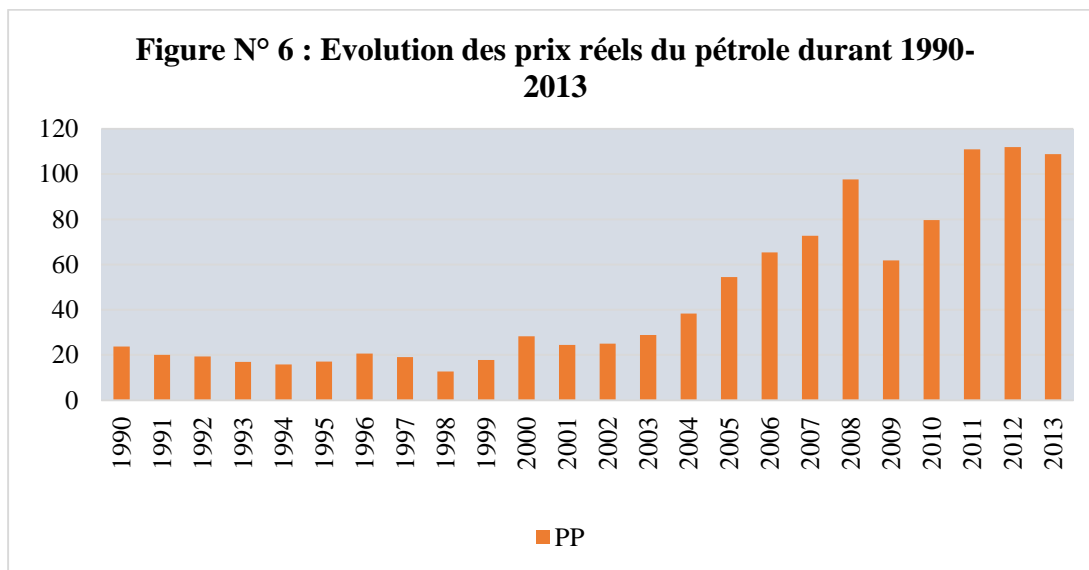
La figure n°6 montre que la période allant de 1990-1994 a connu une chute des cours du pétrole qui passe de 23,68 dollars en 1990 à 15,83 dollars en 1994, cette chute peut être expliquée par les chocs pétroliers des années 80, et durant la période de 1998-2008 nous remarqueront une forte hausse des cours du pétrole allant de 12,71 dollars en 1998 à 97,63 dollars en 2008 et cette forte hausse peut être expliquée par le choc pétrolier de 2008 qui est principalement causé par l'augmentation de la demande mondiale en produits

⁵⁰TALEB S, TALEB T. (2019/2020), *Essai de construction D'un modèle de simulation des politiques macroéconomiques cas de la politique monétaire*, Mémoire EN vue de l'obtention du diplôme de MASTER EN SCIENCES ECONOMIQUES, UNIVERSITE ABDERRAHMANE MIRA, BEJAIA.

⁵¹ ATAMNI A, op.cit., P.55.

CHAPITRE 02 ANALYSE DE LA POLITIQUE MONETAIRE EN ALGERIE DURANT LA PERIODE 1990-2020

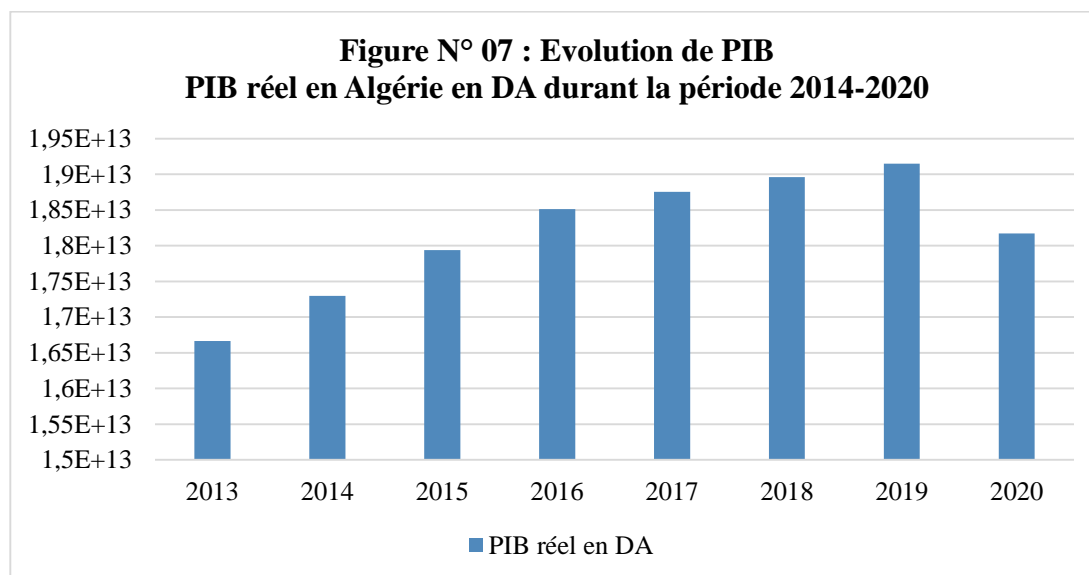
pétroliers, et l'année de 2009 a connu un contre- choc pétrolier au les prix du pétrole sont baissé de 61,86 dollars.⁵²



Source : établi par nos mêmes à l'aide des données de la banque mondiale.

Section 02 : la politique monétaire durant la période 2014 à 2020

2.1 Evolution du PIB en Algérie



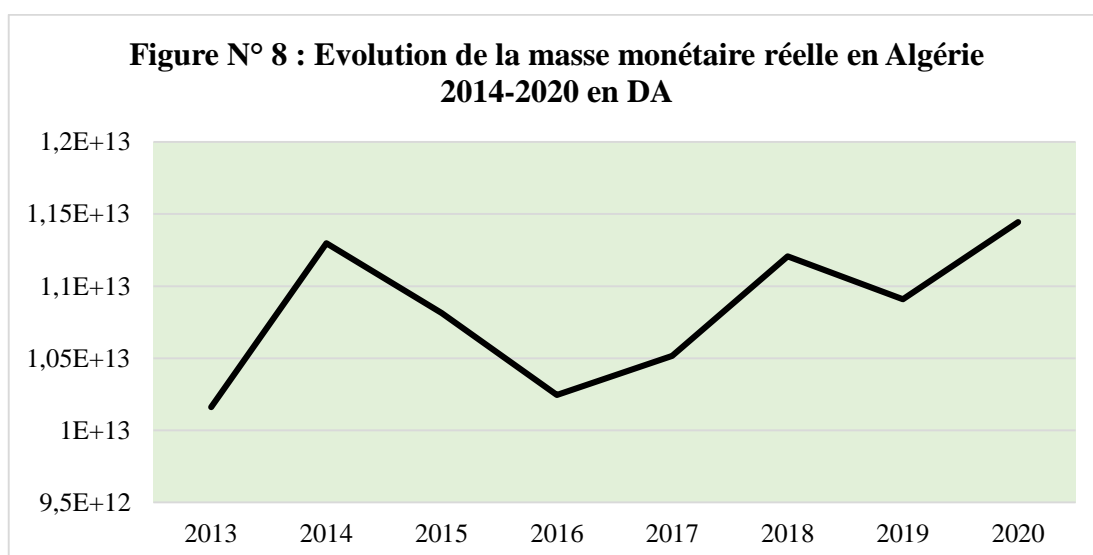
Source : établi par nos mêmes à l'aide des données de la banque mondiale

⁵² OUBRAHAM A, TARIKT Y. (2017), *L'impact des fluctuations et des prix hydrocarbures sur les principaux indicateurs macroéconomique*, Mémoire de fin de cycle en vue de l'obtention du diplôme de MASTER EN SCIENCES ECONOMIQUES, UNIVERSITE ABDERRAHMANE MIRA, BEJAIA.

CHAPITRE 02 ANALYSE DE LA POLITIQUE MONETAIRE EN ALGERIE DURANT LA PERIODE 1990-2020

D'après l'analyse des données figurant présentées dans le graphe démontre que le produit intérieur brut subit une forte augmentation durant la période 2014 jusqu'à 2019 qu'est passé de 1.72 de l'année 2014, puis 1.91 de l'année 2019, durant cette période l'augmentation des prix du pétrole et cela a augmenté les ressources du Trésor, ce qui influent positivement sur les projets de développement du pays et améliore le taux de croissance économique, nous remarquons que depuis 2020 le Produit Intérieur Brut en Algérie a connu une forte diminution qu'est passé 1.81 suites à la pandémie qui a touché le monde entier. En effet, cette pandémie de COVID-19 a eu un impact négatif sur l'économie algérienne. Elle a entraîné une crise sanitaire et une baisse de l'activité économique, En plus la chute des prix des hydrocarbures qui ont fait une chuter de l'économie algérienne. Le PIB réel a baissé de 5.5 % en 2020, après une très faible croissance de 0,8 % en 2019. Les produits pétroliers, par leur contribution au PIB, participent à la croissance économique en Algérie en tant que pays ayant une économie rentière. Ceci explique la dépendance de l'économie à ce secteur, qui contribue à plus de 50% Du PIB, face aux faiblesses des autres secteurs d'activité, qui sont financées par les recettes pétrolières. « *Le produit intérieur brut (PIB) en Algérie s'élevait à 145,16 milliards de dollars américains en 2020, selon les données officielles de la Banque mondiale. La valeur du PIB de l'Algérie représente 0,13 % de l'économie mondiale* ». ⁵³

2.2 Evolution de la masse monétaire en Algérie



Source : établi par nos mêmes à l'aide des données de la banque mondiale.

⁵³ www.tradingeconomics.com/algeria/gdp (Consulter le site 20/05/2022).

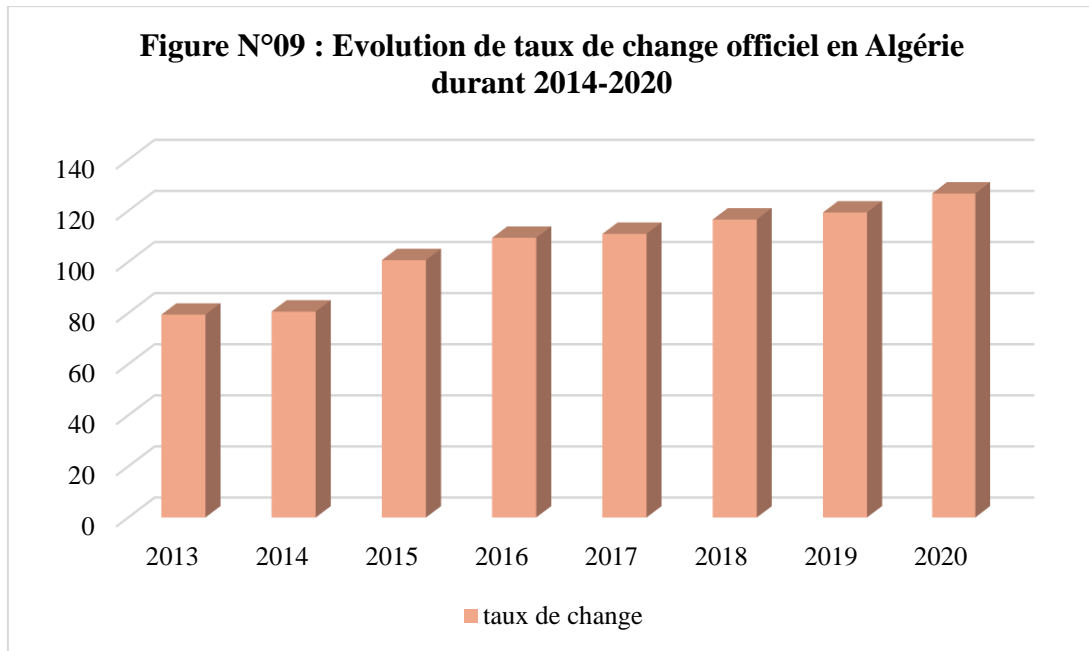
CHAPITRE 02 ANALYSE DE LA POLITIQUE MONETAIRE EN ALGERIE DURANT LA PERIODE 1990-2020

Selon le graphe qui présentée ci-dessus nous constatons que la masse monétaire (M2) a enregistré une forte augmentation, durant la période 2014 à 2015, ou la masse monétaire à atteindre 1.016 en 2014 et 1.129 de l'année 2015. Cette augmentation s'explique par la forte croissance des dépôts à terme en dinars et des dépôts en devises résultant de l'accroissement de l'épargne financière des entreprises du secteur des hydrocarbures. Par ailleurs, au cours de la même période jusqu'à 2017 a été marquée par une décélération de la croissance monétaire à un rythme de 1.024 (2017) en termes de masse monétaire M2. Depuis la fin de l'année 2017 l'agrégat monétaire M2 a connu une croissance jusqu'à 2019, qu'est passé 1.051 en 2018 et 1.120 de l'année 2019 essentiellement liée à la croissance de la masse monétaire au sens strict (M1). Cette accélération tient beaucoup plus à l'évolution de la monnaie fiduciaire, des dépôts au Trésor et des comptes, chèques postaux, qu'à celle des dépôts à vue dans les banques. À fin 2019 sous l'effet de la crise économique engendrée par la pandémie de COVID-19, de même cette année a connu une chute de liquidité. L'année 2020 se caractériser par une forte croissance des signes monétaires au sens de la masse monétaire (M2), la masse monétaire a atteint 1.144 en 2020. La masse monétaire (M2) a augmenté de 7,12% à fin 2020, après avoir enregistré un recul de 0,78% à fin 2019, a indiqué, dimanche, la Banque d'Algérie (BA), dans un communiqué. Ce qui reflète une reprise de l'expansion de la masse monétaire au sens large M2, selon la même source qui l'a estimée à 17.682,7 milliards DA à fin 2020, contre 16.506,6 milliards DA à fin 2019. L'augmentation représente, d'après la Banque d'Algérie, 9,05% hors dépôts des hydrocarbures contre 6,03% à fin décembre 2019, alors que la circulation fiduciaire hors banques a, pour sa part, grimpé de 12,93%, passant de 9.437,6 milliards de dinars à fin 2019 à 6.140,7 milliards de dinars à fin 2020. Ce qui correspond, estime la BA, à 34,73% de la masse monétaire M2 à fin 2020 contre 32,94% à fin 2019⁵⁴. « La masse monétaire (M2) qui correspond à la quantité de monnaie circulant dans l'économie algérienne a atteint 19.918,39 milliards de dinars à fin octobre dernier contre 17.659,64 milliards de dinars à fin décembre 2020 »⁵⁵.

2.3 L'évolution de taux de change en Algérie

⁵⁴https://www.mf.gov.dz/images/pdf/Revue_de_presse/Mars/revue_de_presse_du_02_mars_2021.pdf (Consulter 03/06/2020).

⁵⁵<https://www.aps.dz/economie/133061-croissance-de-12-79-de-la-masse-monetaire/> (Consulter le 19/05/2020).

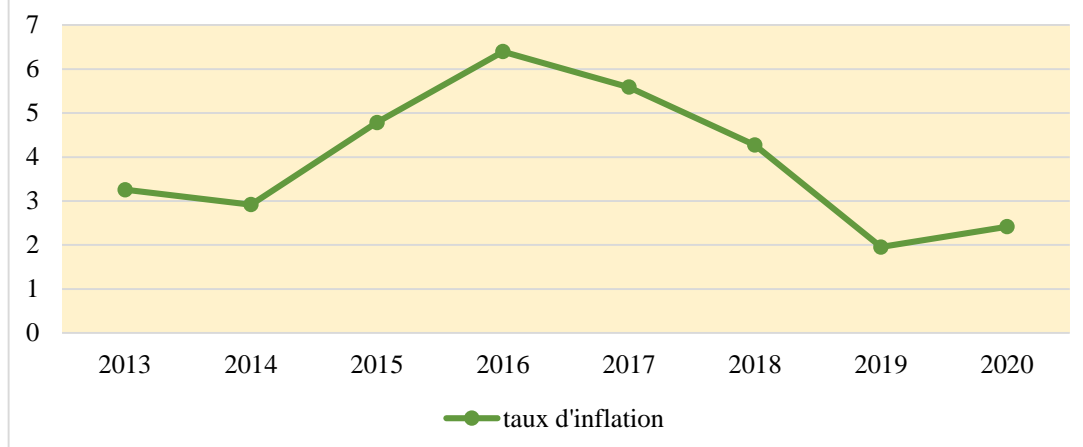


Source : établi par nos mêmes à l'aide des données de la banque mondiale

À partir de ce graphe nous remarquons que durant la période 2013 à 2015 a enregistré une augmentation qu'est passé 79.36 Da/dollars en 2013 et 100.69 Da/dollars en 2015. À partir de l'année 2016 à 2018 a enregistré une forte croissance durant cette période qu'a atteint 109.44 Da/dollars en 2016 à 116.59 Da/dollars en 2018, dans un contexte de quasi-stabilité, en cours de fin de la période, des cours de change euro/dollar sur les marchés internationaux de change entre 2016 et 2017, pendant cette période 2016 à 2017 ont connu une relative stabilisation du cours de change du dinar vis-à-vis des deux principales monnaies de règlement de l'Algérie. Cependant, sur l'ensemble de l'année 2017. Et nous remarquons durant la période 2019 à 2020 un fort accroissement taux de change est de 119.36 Da/dollars en 2019 et 126.77 Da/dollars en 2020.

2.4 L'évolution de taux d'inflation en Algérie

Figure N°10 : Evolution de l'inflation en Algérie durant la
période 2014-2020 en pourcentage



Source : établi par nos mêmes à l'aide des données de la banque mondiale

Nous constatons d'après le graphe ci-dessus durant les deux années 2013 et 2014, l'Algérie a enregistré une baisse considérable du taux d'inflation en atteignant les taux de 3.25 en 2013 et 2.91 en 2014 grâce à une politique monétaire prudente, la conduite de la politique monétaire par la banque d'Algérie qui est demeurée prudente, a contribué à cette bonne tenue de l'inflation en contexte d'excès structurel de liquidité sur le marché monétaire. *Le rythme annuel moyen de l'inflation s'est accéléré en 2015. En 2016, il s'est poursuivi et a atteint 5,8 % pour l'indice national des prix à la consommation et 6,4 % pour celui du Grand Alger*⁵⁶. Ensuite en 2016, le taux d'inflation a connu une forte accélération a été à la tendance de 6,39 en 2016 et en atteignant 4.75 en 2015, de plus, la période 2016 à 2019 a connu une décélération suite à la baisse du dinar et la crise pétrolière et la chute des prix du pétrole enregistré au niveau international. L'année 2017 le taux d'inflation a enregistré de 5.59 et en 2018 a atteint 4, 26. Par ailleurs, l'année 2019 est caractérisée par une baisse du taux inflation de 1.95, cette variation baissière est due notamment à une baisse et la stabilité des prix des produits alimentaires, du transport, de l'immobilier et des communications. Le niveau modéré de l'inflation enregistré en 2020, bien qu'il soit en légère hausse par rapport à celui enregistré en 2019, reste en ligne avec les objectifs de la politique monétaire, il a atteint 2,4% à fin décembre 2020 contre 1,9% en 2019.⁵⁷ La pandémie de Corona (COVID-19) a entraîné une légère augmentation du taux d'inflation

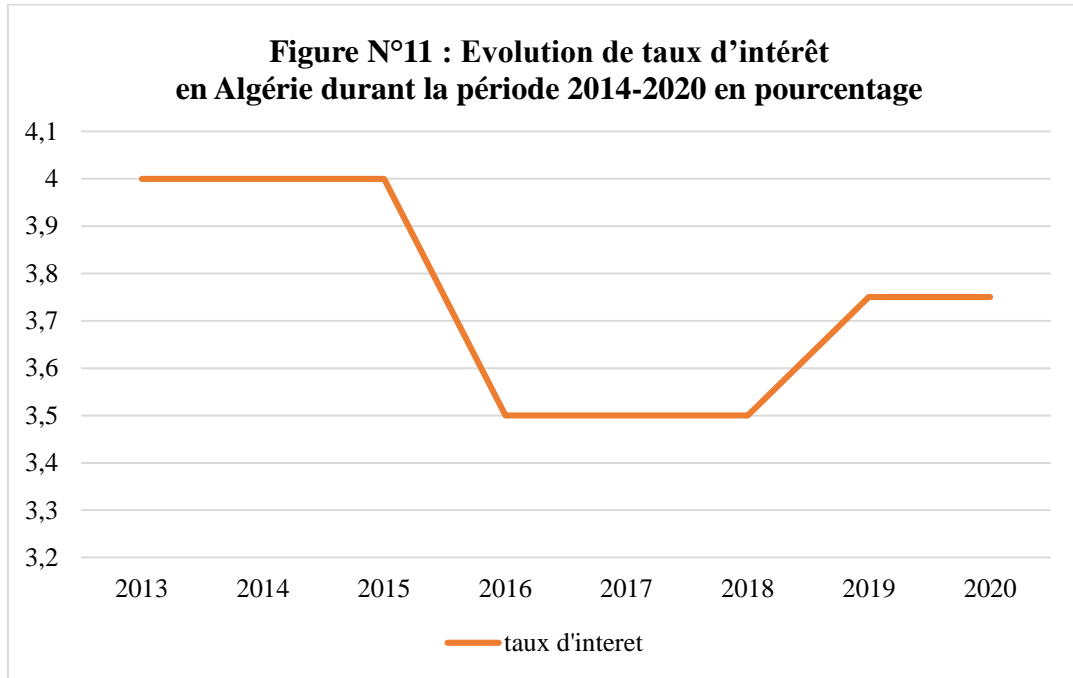
⁵⁶ Rapport annuel de la banque d'Algérie 2016.

⁵⁷ ATMANI A, MOUFFOK N, (2021), « Analyse économique des variations des prix du pétrole sur la conduite de la politique monétaire en Algérie », *Journal d'études en économie et Management*, Volume 04 N° 02- Décembre 2021.

CHAPITRE 02 ANALYSE DE LA POLITIQUE MONETAIRE EN ALGERIE DURANT LA PERIODE 1990-2020

en 2020 qu'est passé 2.41 en raison du taux élevé des prix et de la baisse des prix du pétrole et en raison de la fermeture du monde.

2.5 L'évolution de taux d'intérêt



Source : établi par nos mêmes à l'aide des données de la banque mondiale

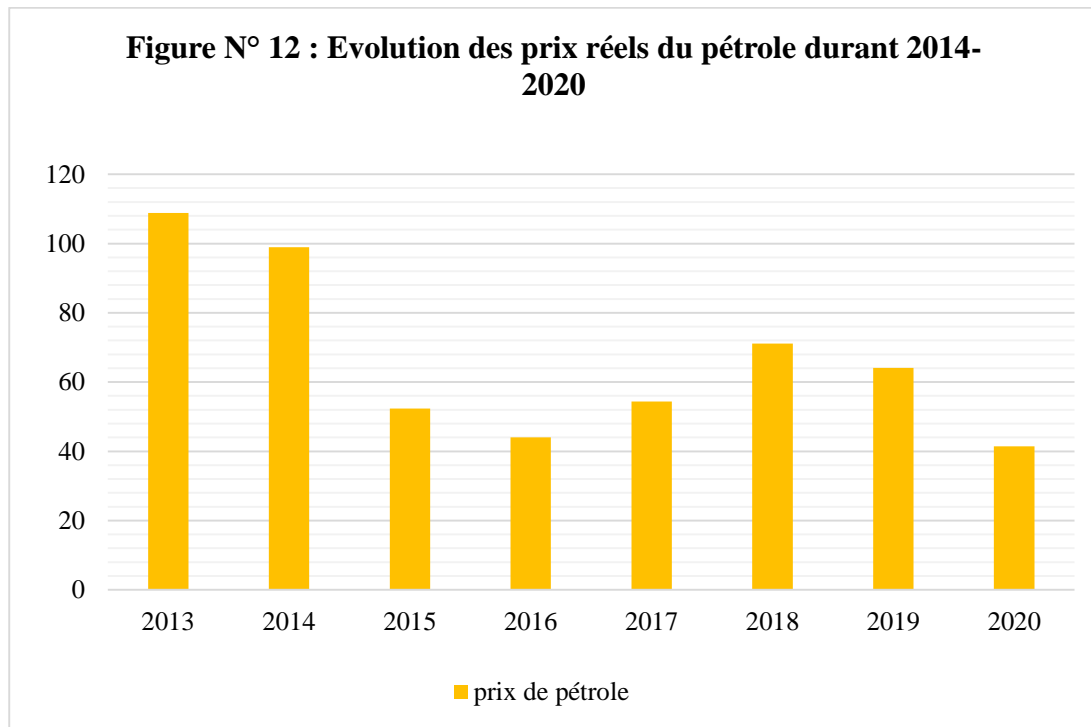
Selon la figure N°11 nous remarquons que la période allant 2013 à 2015 le taux d'intérêt était stable, il a atteint 4, au cours de la période 2015-2016 le taux d'intérêt a décliné de 15.52 % à 3.5, cela est dû à une diminution du volume d'investissements en Algérie, c'est ce qu'il appelle à un changement dans la stratégie d'attirer les investisseurs en modifiant la loi de l'investissement et en utilisant des incitatifs fiscaux qui affectent leur attraction. Pendant la période 2016 à 2018 le taux d'intérêt est stabilisé, il atteint 3.5 en 2016 jusqu'à 2018, à partir 2019 on constate que le taux d'intérêt a enregistré une augmentation, il est passé 3.75 en 2019. On remarque que le taux d'intérêt à revenir à la stabilité en 2020, il est passé 3.75.

2.6 L'évolution de prix de pétrole

À partir de ce graphe ci-dessus nous pouvons observer que le prix du pétrole a connu une forte diminution durant la période 2013 à 2015, il est passé 108,85 en 2013 et il a ralenti jusqu'à 52.37 en 2015. Depuis le contre-choc de 2014, les prix du pétrole continuaient à baisser jusqu'à 44.04 dollars en 2016. *La poursuite de la baisse du prix moyen du pétrole en 2016 (-15,2 %), après celle encore plus élevée de 2015 (-47,1 %), s'est traduite, pour*

CHAPITRE 02 ANALYSE DE LA POLITIQUE MONETAIRE EN ALGERIE DURANT LA PERIODE 1990-2020

troisième année consécutive, par de très importants déficits des comptes extérieurs et des finances publiques⁵⁸.



Source : établi par nos mêmes à l'aide des données de la banque mondiale

En revanche l'année 2017 a connu une légère hausse du prix du pétrole à atteindre 54,39 par rapport à l'année qui précédait. Selon un rapport récent de l'OPEC, il apparaît qu'en 2017 jusqu'à 54.39 dollars, suite une augmentation en 2018 le cours du baril a atteint 71.07, pour chuter en 2019 jusqu'à 64.04 dollars le baril, ce cours observera une diminution allant jusqu'à 41.47, le baril à la cour de l'année 2020 ceci est lié principalement à la crise sanitaire de COVID-19 qui fait que les habitudes de consommation énergétique.

Conclusion

L'évolution de la politique monétaire suit une partie des changements de l'économie algérienne. En effet, au cours de la période de planification caractérisée par sa prise de décision économique centralisée. La politique monétaire fait partie de la politique économique centrale. L'objectif de ce chapitre et de faire une analyse de la politique monétaire en Algérie durant la période allant de 1990-2020. Dans la première et la deuxième section nous avons essayé d'analyser l'évolution des objectifs de la politique

⁵⁸ Rapport annuel de la banque d'Algérie 2016.

CHAPITRE 02 ANALYSE DE LA POLITIQUE MONETAIRE EN ALGERIE DURANT LA PERIODE 1990-2020

monétaire (le PIB, l'inflation) et les instruments de la politique monétaire (taux de change, le taux d'intérêt, la masse monétaire). Ceux-ci nous ont permis de conclure que la politique monétaire est un élément important de la politique économique, elle influence le niveau de l'activité économique, son objectif principal est la stabilité des prix.

Au final, on peut dire que les fluctuations imprévisibles et violentes des prix du pétrole ont un impact important sur les différents indicateurs monétaires, de plus les variations de prix du pétrole se sont ainsi composées comme un facteur déterminant dans la programmation et l'ajustement de la conduite de la politique monétaire.

CHAPITRE III

Chapitre III : Analyse économétrique la relation entre le prix de pétrole et la demande de la monnaie en Algérie 1990-2020

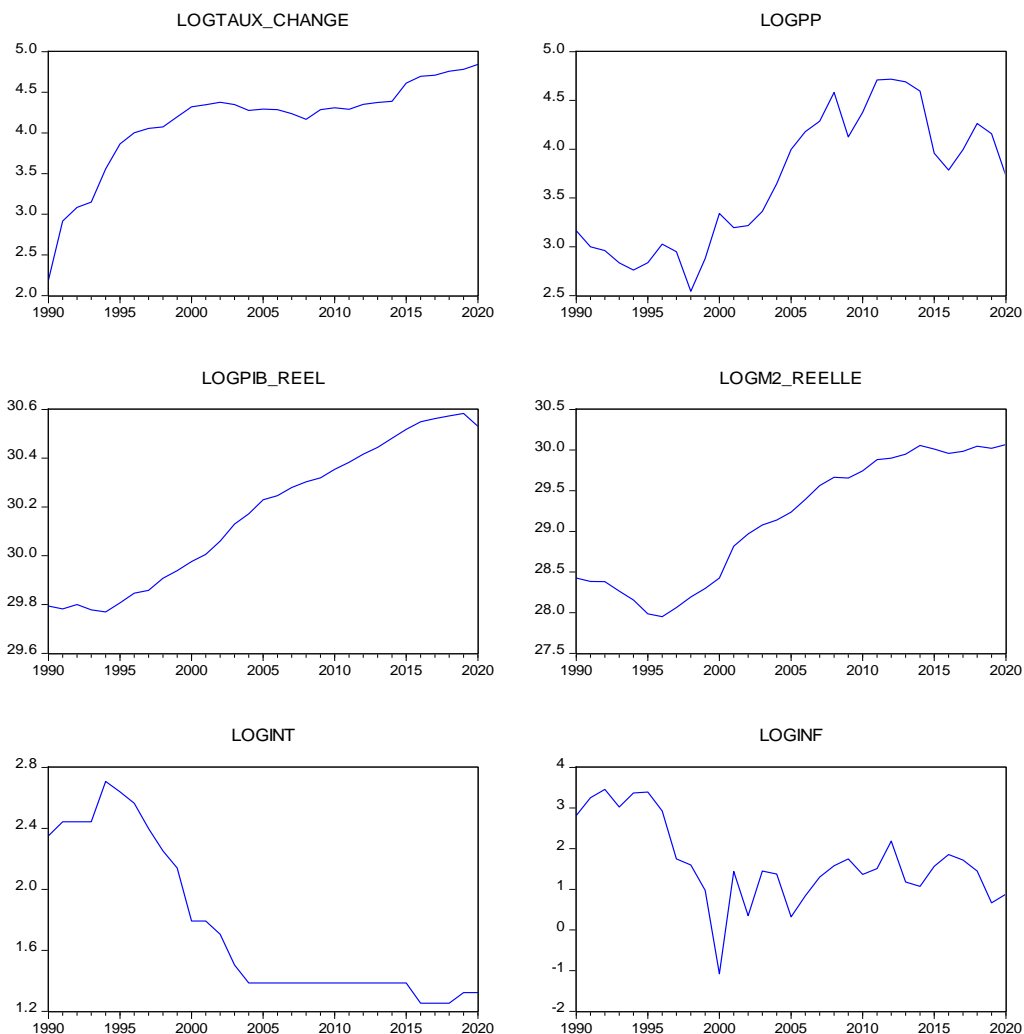
Introduction

Après avoir présenté les différents éléments variables théoriques et empiriques qui expliquent la relation entre la demande de la monnaie et les prix de pétrole : taux d'inflation, taux d'intérêt, taux de change, la masse monétaire et le produit intérieur brut, nous allons se faire une application empirique qui il s'agit de déterminer la relation possible entre la demande de la monnaie et les différentes variables expliquent de prix de pétrole en Algérie. Ainsi, dans ce chapitre qui se compose en deux parties, la première partie nous avons analysé les données des séries et deuxième partie nous avons estimé le modèle.

Section 1 : Analyse descriptive des séries de données

1.1 : Choix des variables

Figure N°1 : Analyse graphique des séries



Source : Elaboré par nous même à partir des résultats de logiciel Eviews 12.

Chapitre III : Analyse économétrique la relation entre le prix de pétrole et la demande de la monnaie en Algérie 1990-2020

L'évolution graphique des séries utilise montre que toute les séries possèdent des tendances à la hausse et / ou à la baisse. Par conséquent on peut présumer que les séries sont non stationnaires.

1.2 : Insérer les statistiques descriptives des séries

Tableau N°2 : statistique descriptive des différentes séries

	LOGTCH	LOGPP	LOGPIB_REELLOGM2_REELLE	LOGINT	LOGINF	
Mean	4.133876	3.673132	30.17421	29.15034	1.748690	1.655994
Median	4.289608	3.724970	30.22935	29.23535	1.386294	1.509443
Maximum	4.842428	4.718191	30.58317	30.06848	2.708050	3.455359
Minimum	2.192492	2.542904	29.76940	27.95044	1.252763	-1.081274
Std. Dev.	0.590530	0.684129	0.290573	0.773365	0.508501	1.026591
Skewness	-1.644001	0.048666	-0.061802	-0.216784	0.697390	-0.041880
Kurtosis	5.533513	1.621513	1.514861	1.436018	1.787306	3.320736
Jarque-Bera	22.25496	2.466695	2.868684	3.402276	4.412384	0.141938
Probability	0.000015	0.291316	0.238272	0.182476	0.110119	0.931491
Sum	128.1502	113.8671	935.4006	903.6604	54.20940	51.33582
Sum Sq. Dev.	10.46179	14.04095	2.532975	17.94280	7.757186	31.61670
Observations	31	31	31	31	31	31

Source : Elaboré par nous même à partir des résultats de logiciel Eviews 12

-Les valeurs de l'inflation sont comprises entre -1,08 et 3,45 avec une moyenne de 1,65, une médiane de 1,50 avec un écart type de 1,02.

-Les valeurs du taux d'intérêt sont comprises entre 1,25 et 2,70 avec une moyenne de 1,74 une médiane de 1,38 avec un écart type de 0,50.

-Les valeurs de la masse monétaire sont comprises entre 27,95 et 30,06 avec une moyenne de 29,15 une médiane de 29,23 avec un écart type de 0,77.

-Les valeurs de taux change sont comprise entre 2,19 et 4,84 avec une moyenne de 4,13 une médiane de 4,28 avec un écart type de 0,59.

-Les valeurs de PIB réel sont compris entre 29,76 et 30,58 avec une moyenne de 30,17, une médiane de 30,22, avec un écart type de 0,29.

-Les valeurs de prix du pétrole sont comprises entre 2,54 et 4,71 avec une moyenne de 3,67 une médiane de 3,72 avec un écart type de 0,68.

1.3 : Analyse la matrice de corrélation

Chapitre III : Analyse économétrique la relation entre le prix de pétrole et la demande de la monnaie en Algérie 1990-2020

Tableau N°3 : matrice de corrélation de différentes séries

	LOGTCH	LOGPP	LOGPIB_REEL	LOGM2_REELLE	LOGINT	LOGINF
LOGTAUX_CHANGE	1.000000	0.522691	0.771675	0.656848	-0.744087	-0.651725
LOGPP	0.522691	1.000000	0.846381	0.894442	-0.847271	-0.391688
LOGPIB_REEL	0.771675	0.846381	1.000000	0.974286	-0.924654	-0.476979
LOGM2_REELLE	0.656848	0.894442	0.974286	1.000000	-0.929717	-0.416713
LOGINT	-0.744087	-0.847271	-0.924654	-0.929717	1.000000	0.643803
LOGINF	-0.651725	-0.391688	-0.476979	-0.416713	0.643803	1.000000

Source : Elaboré par nous même à partir des résultats de logiciel Eviews 12.

D'après ce tableau, nous constatons qu'il y a une corrélation positive de 89,44% entre la masse monétaire et le prix du pétrole, et une forte corrélation positive de 97,42% entre la masse monétaire et le PIB réel c'est à dire que ces deux variables évoluent dans le même sens, nous remarquons également qu'il y a une liaison positive et une corrélation forte de 84,63% entre le PIB réel et le prix du pétrole. On remarque aussi une corrélation positive de 77,16% entre le PIB réel et le taux de change et une relation positive de 65,68% entre la masse monétaire et le taux de change.

1.4 : Etude de la stationnarité des séries

L'application du test de racine unitaire ADF nécessite d'abord de sélectionner le nombre de retards. Autrement dit, déterminer le nombre maximum de retards d'influence des variables explicatives sur la variable à expliquer. Pour la détermination du nombre de retards P à retenir dans les régressions des tests ADF, nous avons choisi de nous baser sur les critères d'Akaike (AIC) et Schwarz (SC) pour les décalages p= (1 à 4).

- **Détermination de nombre du retard des différentes séries**

Le tableau suivant représente le choix du nombre de retard selon les critères d'Akaike et Schwarz pour les différentes séries :

Tableau N°4 : les résultats de nombre de retard pour les différentes séries.

	Modèle 3											
	LINF		LINT		LM2-REEL		LTCH		LPIB		LPP	
	AIC	SC	AIC	SC	AIC	SC	AIC	SC	AIC	SC	AIC	SC
1	2.40	2.59	-1.58	-1.39	-1.95	-1.76	-1.88	-1.74	-4.64	-4.45	0.30	0.44
2	2.46	2.70	-1.54	-1.30	-1.88	-1.65	-2.04	-1.84	-4.66	-4.43	0.33	0.52
3	2.51	2.80	-1.55	-1.26	-1.93	-1.64	-2.24	-2.00	-4.77	-4.49	0.39	0.63
4	2.58	2.92	-2.14	-1.80	-1.92	-1.58	-2.26	-1.97	-4.49	-4.45	0.50	0.79
P	1		4		1		3		3		1	

Source : Elaboré par nous même à partir des résultats de logiciel Eviews 12.

A partir de ce tableau et d'après Les critères d'Akaike et Schwarz nous constatons que :

Chapitre III : Analyse économétrique la relation entre le prix de pétrole et la demande de la monnaie en Algérie 1990-2020

Les nombres de retards pour les séries LOGINF et LOGM2REEL, LOGPP sont de (P=1), les séries de LTCH et LPIB sont de (P=3), la série de LOGINT est d'un retard (P=4).

1.5 : Application du test de racine unitaire ADF sur les différentes séries

Dans cette sous-section, il s'agit de voir l'application empirique sur les séries économiques, des différentes méthodes qui permettent de reconnaître la nature de la stationnarité des différentes séries chronologiques et l'ordre d'intégration. On donne les résultats résumés dans le tableau suivant :

Tableau N°5 : Présentation les résultats du test ADF et l'ordre d'intégration sur les séries

Les variables	Test ADF en niveau						Test ADF en différence		
	T-Statistique	Modèle 3		Modèle 2		Modèle 1	Modèle 1 et modèle 2		
		T de ADF	T-trend	T de ADF	T-const	T de ADF	T de ADF		
								Ordre D'intégration	
LINF	T calculée	-1.89	0.57	-1.87	1.25	-1.59	-4.64		I(1)
	T tabulée	-3.57	3.18	-2.96	2.89	-1.95	-1.95		
LINT	T calculée	-2.22	0.79	-3.75	2.93	-2.80			I(0)
	T tabulée	-3.95	3.18	-2.98	2.89	-1.95			
LM2_REEL	T calculée	-2.32	2.18	-0.73	0.77	1.39	-5.42		I(1)
	T tabulée	-3.75	3.18	-2.96	2.89	-1.95	-1.95		
LTCH	T calculée	-3.48	2.88	-1.72	1.76	0.47	-3.55		I(1)
	T tabulée	-3.58	3.18	-2.97	2.89	-1.95	-1.95		
LPIB_REEL	T calculée	-0.07	0.17	-2.55	2.57	0.94	-1.47	-4.59	I(2)
	T tabulée	-3.58	3.18	-2.97	2.89	-1.95	-1.95	-1.95	
LPP	T calculée	-1.41	0.77	-1.44	1.49	0.12	-4.40		I(1)
	T tabulée	-3.57	3.18	-2.96	2.89	-1.95	-1.95		

Source : Elaboré par nous même à partir des résultats de logiciel Eviews 12.

A travers les résultats trouvés de tableau présenter ci-dessus sur les tests de racine unitaire ADF, on remarque que si on compare les t calculées aux t tabulées on trouve que toutes les séries (taux d'inflation, taux de change, la masse monétaire, prix de pétrole) sont

Chapitre III : Analyse économétrique la relation entre le prix de pétrole et la demande de la monnaie en Algérie 1990-2020

stationnaires en différences premières et produit intérieur brut est stationnaire en deuxième différence sauf le taux d'intérêt est stationnaires en niveau.

1.6 : Etude le lien de causalité entre les différentes séries.

Tableau N°6 : test de causalité

Pairwise Granger Causality Tests			
Date: 06/13/22 Time: 14:09			
Sample: 1990 2020			
Lags: 1			
NullHypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
DLOGM2_REELLE does not Granger Cause DLOGINF DLOGINF does not Granger Cause DLOGM2_REELLE	30	0.11789 59.6830	0.7340 3.E-08
DDLOGPIBR does not Granger Cause DLOGINF DLOGINF does not Granger Cause DDLOGPIBR	30	0.78683 3.16787	0.3829 0.0864
DLOGPP does not Granger Cause DLOGINF DLOGINF does not Granger Cause DLOGPP	30	8.4E-07 0.32789	0.9993 0.5716
DLOGTAUX_CHANGE does not Granger Cause DLOGINF DLOGINF does not Granger Cause DLOGTAUX_CHANGE	30	7.49482 0.00445	0.0108 0.9473
DDLOGPIBR does not Granger Cause DLOGM2_REELLE DLOGM2_REELLE does not Granger Cause DDLOGPIBR	30	4.23320 0.00051	0.0494 0.9821
DLOGPP does not Granger Cause DLOGM2_REELLE DLOGM2_REELLE does not Granger Cause DLOGPP	30	1.63000 1.00442	0.2126 0.3251
DLOGTAUX_CHANGE does not Granger Cause DLOGM2_REELLE DLOGM2_REELLE does not Granger Cause DLOGTAUX_CHANGE	30	11.0817 1.76570	0.0025 0.1950
DLOGPP does not Granger Cause DDLOGPIBR DDLOGPIBR does not Granger Cause DLOGPP	30	0.08870 0.92366	0.7681 0.3450
DLOGTAUX_CHANGE does not Granger Cause DDLOGPIBR DDLOGPIBR does not Granger Cause DLOGTAUX_CHANGE	30	10.5120 3.47255	0.0031 0.0733
DLOGTAUX_CHANGE does not Granger Cause DLOGPP DLOGPP does not Granger Cause DLOGTAUX_CHANGE	30	2.06818 0.32858	0.1619 0.5712

Source : Elaboré par nous même à partir des résultats de logiciel Eviews 12

Les résultats issus de ce tableau indiquent qu'il existe des relations de causalité entre les variables suivantes :

- DLOGINF vers DLOGM2 ;
- DLOGTCH vers DLOGINF ;
- DLOGPIBR vers DLOGM2 ;
- DLOGTCH vers DLOGM2 ;
- DLOGTCH vers DLOGPIBR.

Puisque leurs probabilités associées sont inférieures au seuil de 5%, par contre le reste des variables ne comportent aucune relation de causalité au sens de GRANGER car leurs probabilités associées sont supérieures au seuil de 5%.

Chapitre III : Analyse économétrique la relation entre le prix de pétrole et la demande de la monnaie en Algérie 1990-2020

Section 02 : Estimation de modèle

Dans la section précédente on a trouvé quatre séries sont intégrées de même ordre I(1), et une série intégré d'ordre(2). Notre objectif dans cette section consiste à établir les éventuelles relations qui peuvent exister entre les différentes variables en utilisant l'approche multi variée de Johansen pour déterminer le nombre de relation de Co-intégration. Par ailleurs selon les principes d'estimation économétrique, notamment la méthode d'estimation selon le modèle VECM.

2.1: Déterminer le nombre du retard avec les séries en niveau

Pour effectuer ce test, nous allons commencer par le choix de nombre de retard. Afin de déterminer la valeur de nombre de retard « P », nous allons utiliser les critères d'information d'Akaike et Schwarz. Nous allons choisir le nombre de retards qui minimise les critères d'information d'Akaike et Schwarz.

Tableau N°7 : détermination de nombre de retard P

Endogenous variables: LOGM2_REELLE LOGINF LOGTAUX_CHANGE LOGPP LOGPIBR Sample: 1990 2020						
Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
1	121.7594	NA	5.42e-10*	-7.167361	-5.967512*	-6.810583*
2	147.7547	32.73491	5.93e-10	-7.241092*	-4.841394	-6.527536
* indicates lag order selected by the criterion						

Source : Elaboré par nous même à partir des résultats de logiciel Eviews 12.

D'après les résultats obtenus, nous concluons que le retard optimal qui minimise les critères d'information (AIC/ SC) est P=1.

2.2 : Le test de Johansen (le test de la trace)

Les résultats du test sont représentés dans le tableau suivant :

Tableau N°8 : Test de cointégration de Johansen

Trend assumption: Quadratic deterministic trend Series: LOGM2_REELLE LOGINF LOGTAUX_CHANGE LOGPP LOGPIBR Lags interval (in first differences): 1 to 1				
Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)				
Hypothesized		Trace	0.05	
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**
None *	0.879737	152.5637	79.34145	0.0000

Chapitre III : Analyse économétrique la relation entre le prix de pétrole et la demande de la monnaie en Algérie 1990-2020

Atmost 1 *	0.842208	95.37569	55.24578	0.0000
Atmost 2 *	0.596411	45.52083	35.01090	0.0027
Atmost 3 *	0.479181	21.02214	18.39771	0.0210
Atmost 4	0.118601	3.408622	3.841466	0.0649
Trace test indicates 4 cointegratingeqn(s) at the 0.05 level				
* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level				
**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values				

Source : Elaboré par nous même à partir des résultats de logiciel Eviews 12.

D'après les résultats de teste de Co-intégration de Johansen nous concluons qu'il existe au moins 4 relations de Co-intégration à long terme, car on a accepté « l'hypothèse H0 » avec trace statistique de (3,40) qui est inferieur a la valeur critique de (3,84) au seuil de 5%.

2.3 : Estimation et validation du modèle vectoriel à correction d'erreur (VECM)

Le principal intérêt de la modélisation vectorielle correctrice d'erreur « VECM » par rapport à la modélisation vectorielle autorégressive « VAR » est la possibilité de permettre deux dynamiques (court terme et long terme) sont distinguées économétriquement par «VECM ».

2.3.1 : Estimation de VECM

Le tableau suivant représente l'estimation du modèle VECM

Tableau N°9 : Estimation du modèle VECM

Included observations: 27 afteradjustments
Standard errors in () & t-statistics in []

CointegratingEq:	CointEq1
LOGM2_REELLE(-1)	1.000000
LOGINF(-1)	-0.426340 (0.11151) [-3.82344]
LOGTAUX_CHANGE(-1)	-4.922098 (0.47310) [-10.4038]
LOGPP(-1)	-1.719194 (0.18078) [-9.51004]
LOGPIBR(-1)	20.80510 (5.08134) [4.09441]
@TREND(90)	0.200763
C	-4.542931
Error Correction:	D(LOGM2_RE D(LOGINF) D(LOGTAUX_ D(LOGPP) D(DDLOGPIB

Chapitre III : Analyse économétrique la relation entre le prix de pétrole et la demande de la monnaie en Algérie 1990-2020

	ELLE)		CHANGE)		R)
CointEq1	-0.066163 (0.02451) [-2.69898]	0.452911 (0.29052) [1.55899]	0.115805 (0.02243) [5.16312]	-0.022885 (0.10565) [-0.21662]	0.004624 (0.01070) [0.43230]
D(LOGM2_REELLE(-1))	0.420512 (0.19996) [2.10300]	3.128688 (2.36971) [1.32028]	0.111220 (0.18295) [0.60791]	-0.569461 (0.86176) [-0.66081]	0.138998 (0.08725) [1.59307]
D(LOGINF(-1))	-0.061531 (0.01792) [-3.43295]	-0.442011 (0.21241) [-2.08089]	0.005249 (0.01640) [0.32007]	0.103423 (0.07725) [1.33889]	-0.001941 (0.00782) [-0.24822]
D(LOGTAUX_CHANGE(-1))	-0.082313 (0.20320) [-0.40508]	1.154464 (2.40815) [0.47940]	0.400712 (0.18592) [2.15528]	-0.482431 (0.87573) [-0.55089]	0.127237 (0.08867) [1.43500]
D(LOGPP(-1))	-0.031651 (0.06320) [-0.50079]	0.381027 (0.74901) [0.50871]	0.046710 (0.05783) [0.80776]	0.222407 (0.27238) [0.81653]	-0.012893 (0.02758) [-0.46750]
D(DLOGPIBR(-1))	0.523708 (0.47332) [1.10645]	0.970696 (5.60935) [0.17305]	-1.572765 (0.43307) [-3.63167]	2.202819 (2.03986) [1.07989]	-0.745002 (0.20653) [-3.60719]
C	0.066416 (0.05227) [1.27073]	-0.680688 (0.61941) [-1.09894]	0.070762 (0.04782) [1.47973]	0.283918 (0.22525) [1.26046]	-0.015907 (0.02281) [-0.69748]
@TREND(90)	-0.001430 (0.00201) [-0.71196]	0.016315 (0.02380) [0.68555]	-0.002552 (0.00184) [-1.38917]	-0.010746 (0.00865) [-1.24172]	-0.000111 (0.00088) [-0.12620]
R-squared	0.695944	0.346334	0.751887	0.177110	0.486380
Adj. R-squared	0.583924	0.105509	0.660477	-0.126061	0.297151

Source : Elaboré par nous même à partir des résultats de logiciel Eviews 12.

Interprétation statistique

$$D(\text{LOGM2_REELLE}) = -0.06 * (\text{LOGM2_REELLE}(-1) - 0.42 * \text{LOGINF}(-1) - 4.92 * \text{LOGTAUX_CHANGE}(-1) - 1.71 * \text{LOGPP}(-1) + 20.80 * \text{LOGPIBR}(-1) + 0.20 * \text{@TREND}(90) - 4.54) + 0.42 * D(\text{LOGM2_REELLE}(-1)) - 0.061 * D(\text{LOGINF}(-1)) - 0.082 * D(\text{LOGTAUX_CHANGE}(-1)) - 0.03 * D(\text{LOGPP}(-1)) + 0.52 * D(\text{LOGPIBR}(-1)) + 0.06 - 0.001 * \text{@TREND}(90).$$

➤ A court terme

Les coefficients associés de DLOGM2 (-1), DLOGINF (-1) sont retardé d'une période sont significativement différent de zéro car la statistique de student est supérieure à la valeur critique au seuil de 5%, sauf les variables de DLOGTACH (-1), DLOGPP (-1), DLOGPIBR (-1) elles ne sont pas significatives car la statistique de student est inférieur a la valeur critique au seuil de 5%.

Chapitre III : Analyse économétrique la relation entre le prix de pétrole et la demande de la monnaie en Algérie 1990-2020

Le coefficient d'ajustement coint-eq (-1) il est significativement négatif car la statistique de student est supérieure à la valeur critique au seuil de 5%.

$R^2 = 0,69$ proche de 1 donc la qualité d'ajustement est bonne.

- INF : une augmentation de 1% de l'inflation implique une diminution de 0,06 de la masse monétaire ;
- TCH : une augmentation de 1% de taux de change implique une diminution de 0,08 de la masse monétaire ;
- PP : une augmentation de 1% engendre une diminution de 0,03 de la masse monétaire ;
- PIBR : une augmentation de 1% de PIBR implique une augmentation de 0,52 de la masse monétaire.

➤ **A long terme**

- PIB : on remarque qu'une augmentation de 1% de PIB engendre une augmentation de 20,80 de M2 ;
- INF : une augmentation de 1% de l'inflation s'accompagne une diminution de 0,42 de M2 ;
- TCH : une hausse de 1% de taux de change implique une diminution de 4,92 de M2 ;
- PP : une hausse de 1% de prix du pétrole implique une augmentation de 1,71 de M2.

Interprétation économique

Les résultats d'estimation montrent que :

- Le prix du pétrole a un effet négatif sur la masse monétaire, car une hausse des prix du pétrole entraîne une demande monétaire plus élevée et donc une masse monétaire plus élevée et contrairement dans le cas de la baisse des prix du pétrole.
- Une augmentation de produit intérieur brut engendre une hausse de la masse monétaire car l'augmentation des prix des hydrocarbures et le volume réel de l'activité économique devrait donc influencer la demande de monnaie et induire une relation positive entre le produit intérieur brut réel et la masse monétaire réelle.
- Une augmentation de taux d'inflation engendre une baisse de la masse monétaire. Car la baisse du dinar suite à la chute des prix du pétrole provoque une diminution de liquidité sur le marché monétaire.

Chapitre III : Analyse économétrique la relation entre le prix de pétrole et la demande de la monnaie en Algérie 1990-2020

- Une augmentation de taux de change engendre une diminution de la masse monétaire car une chute des recettes d'exportation d'hydrocarbures a engendré une dépréciation du dinar par rapport au dollar.

2.4 : Test de validation de modèle VECM

2.4.1 : Test d'autocorrélation des erreurs

Ce test, également appelé test de corrélation d'erreurs, permet de vérifier que les erreurs ne sont pas corrélées. Afin de tester l'autocorrélation des résidus, nous appliquons le test de multiplicateur de Lagrange (LM). Les résultats sont présentés dans le tableau suivant :

Tableau N°10 : Test d'autocorrélation

VEC Residual Serial Correlation LM Tests						
Date : 06/08/22 Time : 19 :12						
Sample : 1990 2020						
Included observations : 27						
Null hypothesis: No serial correlation at lag h						
Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	26.06744	25	0.4040	1.053867	(25, 38.7)	0.4326
2	27.81736	25	0.3163	1.146187	(25, 38.7)	0.3443

Source : Elaboré par nous même à partir des résultats de logiciel Eviews 12.

D'après les résultats, nous allons tester hypothèse nulle d'absence d'autocorrélation des résidus (H0), contre hypothèse d'existence d'autocorrélation des résidus (H1).

D'après les résultats d'estimation, nous constatons une absence d'autocorrélation des Résidus, puisque les probabilités associées sont supérieures au seuil de 5%.

2.4.2 : Test de normalité

Cette hypothèse peut être testée sur des variables de modèle ou des termes d'erreur de modèle. Le test est réalisé en utilisant les statistiques de Jarque-Bera (JB).

Tableau N°11 : Test de normalité

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	0.020281	2	0.9899
2	5.891851	2	0.0526
3	0.152877	2	0.9264
4	0.687885	2	0.7090
5	1.875759	2	0.3915
Joint	8.628652	10	0.5677
*Approximate p-values do not account for coefficient estimation			

Chapitre III : Analyse économétrique la relation entre le prix de pétrole et la demande de la monnaie en Algérie 1990-2020

Source : Elaboré par nous même à partir des résultats de logiciel Eviews 12.

L'observation de ce tableau du test de normalité de JB, nous montre que les résidus sont des bruits blancs gaussiens (normaux) car les statistiques de jarque –Bera sont toutes inférieure à 5,99 on accepte donc l'hypothèse de normalité des résidus.

2.4.3 : Test d'hétéroscédasticité des résidus

L'idée générale de ce test est de vérifier si le carré des résidus peut être expliqué par les variables du modèle et aussi de repérer une mauvaise spécification du modèle.

Tableau N°12 : Test d'hétéroscédasticité

VEC Residual Heteroskedasticity Tests (Levels and Squares)		
Date : 06/08/22 Time : 19 :13		
Sample : 1990 2020		
Included observations : 27		
Joint test:		
Chi-sq	df	Prob.
225.6374	210	0.2185

Source : Elaboré par nous même à partir des résultats de logiciel Eviews 12.

Les résultats de test de white consistent à vérifier les deux hypothèses suivant :

H_0 : l'homoscédasticité des résidus ;

H_1 : l'hétéroscédasticité des résidus ;

On constate l'existence d'une homoscédasticité des résidus, puisque la probabilité associée est supérieure au seuil de 5% donc, nous concluons que le modèle utilisé dans notre démarche est validé, puisque les résultats obtenus confirment l'hypothèse d'absence d'auto corrélation des erreurs et l'hypothèse d'existence d'homoscédasticité.

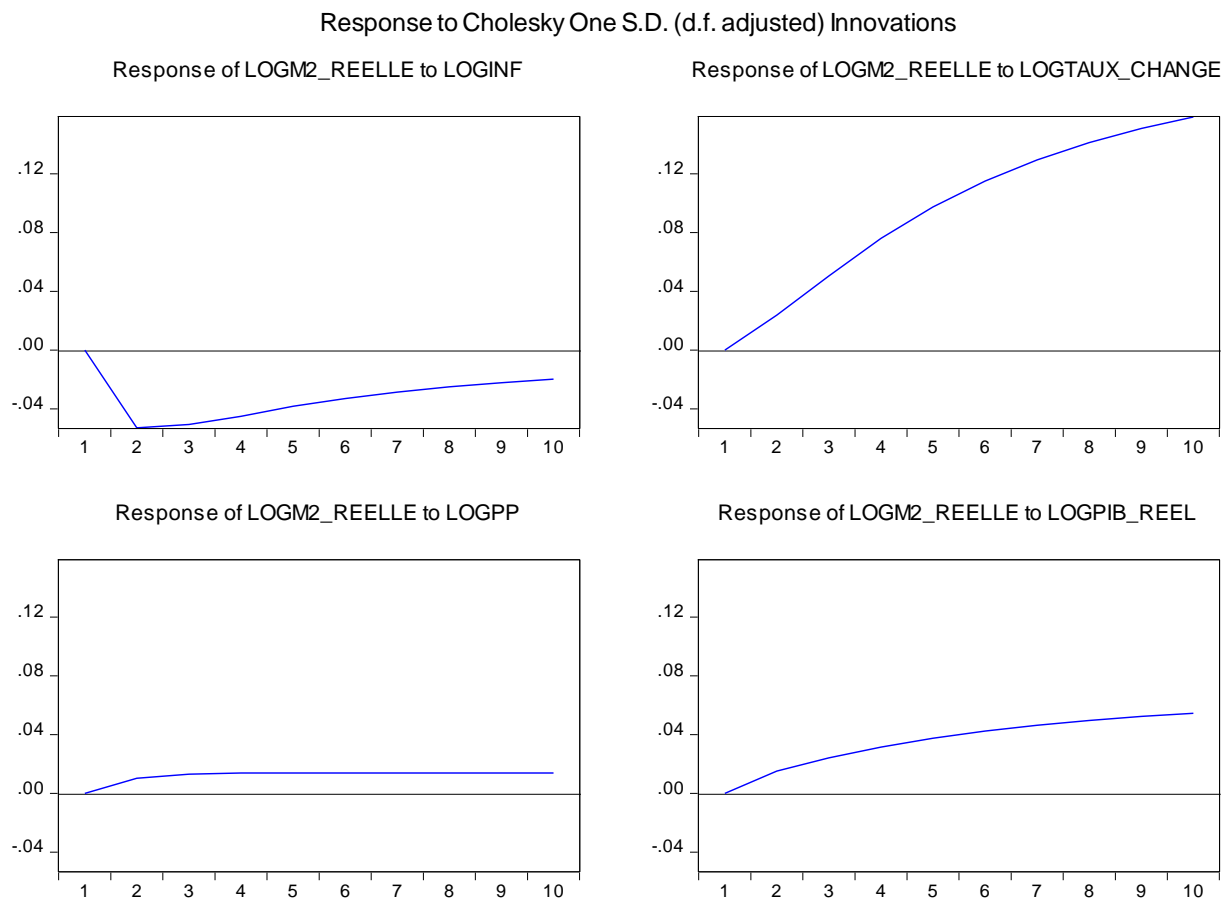
2.4.4 : Les fonctions de réponses impulsionnelles

- Prix de pétrole : un choc sur prix de pétrole entraine une réaction positive de la masse monétaire sur toutes les périodes.
- L'inflation : un choc sur l'inflation entraine une forte chute de la première à la deuxième période de la masse monétaire, et à partir de cette période on remarque une augmentation jusqu'à dixième année.
- Taux de change : un choc sur le taux de change entraine une réaction positive de la masse monétaire sur toute la période.

Chapitre III : Analyse économétrique la relation entre le prix de pétrole et la demande de la monnaie en Algérie 1990-2020

- Produit intérieur brut : un choc sur le produit intérieur brut entraîne une réaction positive de la masse monétaire sur toute la période.

Figure N°13 : Les fonctions de réponse impulsionnelle.



Source : Elaboré par nous même à partir des résultats de logiciel Eviews 12.

2.4.5 : La décomposition de la variance

- Les résultats obtenus indiquent qu'à la première année la variance de l'erreur de prévision du M2 réelle est due à 100% à ses propres innovations et les innovations des variables explicatives n'ont aucun effet à cours de la première année.
- Au cours de la deuxième année, la variance de l'erreur de prévision du M2 réelle est due à 86,25% à ses propres innovations, à 11,25% aux innovations d'inflation, à 0,01% aux innovations de taux de change, à 0,004% aux innovations du prix de pétrole et 2,47% aux innovations de PIBR
- Au cours de troisième année, la variance de l'erreur de prévision du M2 réelle est due à 81,14% à ses propres innovations, à 10,30% aux innovations de l'inflation, à 0,51%

Chapitre III : Analyse économétrique la relation entre le prix de pétrole et la demande de la monnaie en Algérie 1990-2020

aux innovations de taux de change, à 0,31% aux innovations du prix de pétrole, à 7,71% aux innovations de PIBR.

Tableau N°14 : la variance de l'erreur de prévision de différentes séries

Period	S.E.	LOGM2_REEL LE	LOGINF	LOGTAUX_C HANGE	LOGPP	LOGPIBR
1	0.068920	100.0000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
2	0.128977	86.25408	11.25165	0.014601	0.004057	2.475611
3	0.184643	81.14698	10.30849	0.516550	0.313747	7.714231
4	0.232652	78.05087	9.218988	1.800641	2.341052	8.588451
5	0.274648	76.43809	8.099677	2.812089	4.057494	8.592650
6	0.310195	75.60583	7.554649	3.456399	5.302383	8.080735
7	0.341463	75.35091	7.236898	3.756009	5.844193	7.811992
8	0.369798	75.18472	7.089283	3.933749	6.170516	7.621729
9	0.396283	75.06726	6.965709	4.050910	6.363983	7.552139
10	0.421194	74.93645	6.871882	4.157026	6.549792	7.484849

CholeskyOrdering: LOGM2_REELLE LOGINF LOGTAUX_CHANGE LOGPP LOGPIBR

Source : Elaboré par nous même à partir des résultats de logiciel Eviews 12.

De la troisième année jusqu'à la dernière année, la variation de l'erreur de prévision est due d'une grande part de l'innovation du LOGM2_REELL d'une manière décroissante au t'ils du temps pour influence de 74,93% de la dernière période, l'incidence des innovations de De LOGINF, LOGPIBR et décroissante atteignant respectivement des taux de 6,87%, 7,48%, par contre LOGTAUX_CHANGE et LOGPP sont moindre et croissante atteignant respectivement des taux 4,15%, 6,84%.

Conclusion

Nous avons essayé tout au long de ce chapitre de vérifier empiriquement la relation existence entre les prix du pétrole et la demande de monnaie en Algérie, la procédure que nous avons choisi à consister d'abord à vérifier la stationnarité de nos séries, en utilisent le test de racine unitaire de DF, les résultats obtenus montrent que nos séries sont non stationnaires au niveau sauf la série de taux d'intérêt qui est stationnaire en niveau, pour cela nous avons appliqué la première et la deuxième différenciation pour les rendre stationnaires, ensuite nous avons appliqué le test de causalité au sens de GRANGER pour identifier s'il y a une relation de causalité entre les variables, les résultats obtenus montrent qu'il existe plusieurs relation de causalité entre les différentes variables, ensuite nous

Chapitre III : Analyse économétrique la relation entre le prix de pétrole et la demande de la monnaie en Algérie 1990-2020

avons estimé un modèle VECM, les résultats d'estimation de ce dernier montrent que : à long terme les variables INF, TCH, PP exercent un effet positif sur M2, par contre le PIBR a une influence négative sur M2.

A court terme les coefficients associés à chaque variable sont significativement différents de zéro sauf les variables de taux de change, le prix de pétrole, le produit intérieur brut qui ne sont pas significatives.

CONCLUSION
GENERALE

CONCLUSION GENERALE

Conclusion générale

L'analyse de l'effet des variations de prix du pétrole sur la masse monétaire en Algérie, nous a permis de démontrer l'importance de pétrole dans l'économie Algérienne.

L'objectif principale de notre recherche est d'étudier et de répondre à notre problématique qui s'interroge sur la relation entre le de prix de pétrole et la demande de monnaie en Algérie, cette analyse a confirmé par la grande sensibilité de l'économie algérienne aux fluctuations des prix du pétrole.

Pour ce faire, nous avons étudié dans le premier chapitre qui se compose en deux sections la revue littérature théorique et empirique, la première section en analysant les déterminent de la demande de monnaie qui s'est faite par différents économiste, En outre, des études empiriques de la demande de monnaie sur les indicateurs macroéconomiques ont utilisé des différents modèles de Co-intégration, et des données de séries chronologiques.

Ainsi la deuxième, nous avons intitulé l'influence du prix du pétrole sur les variables macroéconomiques (PIB, taux d'inflation, taux de change, la masse monétaire), on constate d'après les études empirique et théorique sur l'influence du prix de pétrole sur les variables macroéconomiques, que les fluctuations négative et positive des prix du pétrole ont un impact important sur les variables macroéconomiques et surtout sur l'activité économique.

En deuxième chapitre nous avons analysé la politique monétaire en Algérie durant la période 1990 à 2020 sur les différentes variables macroéconomiques. Dans le troisième et dernier chapitre, une étude empirique, qui a pour objet d'analyser la relation existante entre le prix de pétrole et la masse monétaire en Algérie. Nous avons fait une étude économétrique basée sur la modélisation vectorielle. Pour le faire, nous avons commencé notre analyse par l'étude des choix de variable et l'étude graphique de chaque série, après une analyse la statistique descriptive et la matrice de corrélation des différentes séries, nous avons également utilisé le test de la racine unitaire (ADF), qui a démontré que les variables sont stationnaires en première et deuxième différenciation, sauf une variable était stationnaire en niveau $I(0)$, on a teste le lien de causalité au sens de Granger entre les variables, Cela pour pouvoir estimer un modèle VECM. Ensuite nous avons passé au test de Co-intégration de Johansen qui a indiqué qu'il existe quatre relations de Co-intégration, ce qui nous a permis d'estimer un modèle VECM. De plus, les résultats d'estimation montrent que à long terme les variables INF, TCH, PP exercent un effet positive sur M2, par contre le PIBR a une influence négative sur M2.

CONCLUSION GENERALE

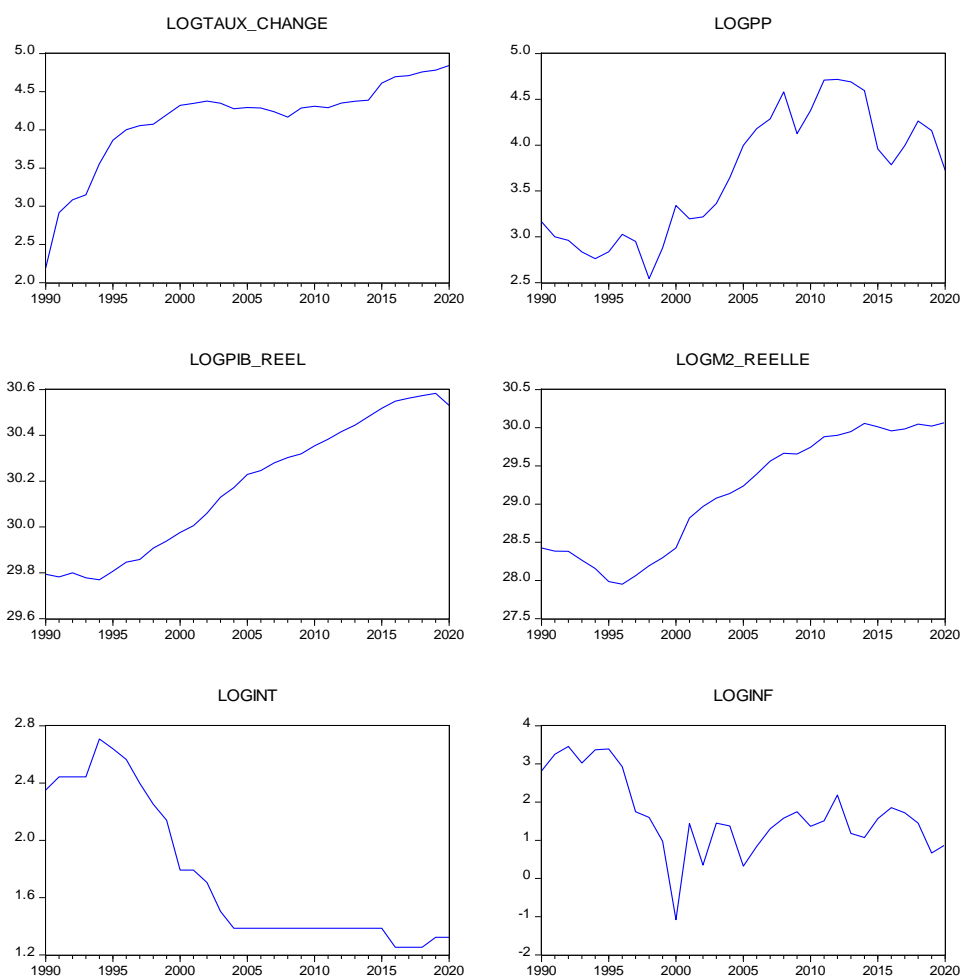
A partir des résultats de notre analyse empirique, nous avons confirmé nos hypothèses qu'il existe une corrélation avec la masse monétaire réelle (M2) à long terme de plus à court terme l'inflation et M2 réel retardé également une corrélation significative avec M2 réelle, il existe une relation négative entre le prix de pétrole et la demande de monnaie pour cela on peut répondre à notre problématique et ainsi les questions secondaires suivantes :

- Il existe une relation négative entre la demande de monnaie et le prix de pétrole ;
- Les déterminants de la demande de monnaie sont : le prix de pétrole, le taux de change, le produit intérieur brut, l'inflation ;
- La variation de prix de pétrole influence négativement la masse monétaire.

Enfin le modèle utilisé dans ce travail s'inscrit dans un cadre restreint qui ne s'englobe pas toutes les variables macro-économiques, mais qui donne un éclairage intéressant notamment sur la relation entre le prix de pétrole et la demande de monnaie en Algérie.

ANNEXES

Annexe n°1 : les graphiques des séries en logarithme



Annexe n°2 : statistique descriptive des séries

	LOGTCH	LOGPP	LOGPIB_REEL	LOGM2_REELLE	LOGINT	LOGINF
Mean	4.133876	3.673132	30.17421	29.15034	1.748690	1.655994
Median	4.289608	3.724970	30.22935	29.23535	1.386294	1.509443
Maximum	4.842428	4.718191	30.58317	30.06848	2.708050	3.455359
Minimum	2.192492	2.542904	29.76940	27.95044	1.252763	-1.081274
Std. Dev.	0.590530	0.684129	0.290573	0.773365	0.508501	1.026591
Skewness	-1.644001	0.048666	-0.061802	-0.216784	0.697390	-0.041880
Kurtosis	5.533513	1.621513	1.514861	1.436018	1.787306	3.320736
Jarque-Bera	22.25496	2.466695	2.868684	3.402276	4.412384	0.141938
Probability	0.000015	0.291316	0.238272	0.182476	0.110119	0.931491
Sum	128.1502	113.8671	935.4006	903.6604	54.20940	51.33582
Sum Sq. Dev.	10.46179	14.04095	2.532975	17.94280	7.757186	31.61670
Observations	31	31	31	31	31	31

Annexe n°3 : La matrice de corrélation

LOGTCH	LOGPP	LOGPIB_REEL	LOGM2_REELLE	LOGINT	LOGINF
--------	-------	-------------	--------------	--------	--------

LOGTAUX_CHANGE	1.000000	0.522691	0.771675	0.656848	-0.744087	-0.651725
LOGPP	0.522691	1.000000	0.846381	0.894442	-0.847271	-0.391688
LOGPIB_REEL	0.771675	0.846381	1.000000	0.974286	-0.924654	-0.476979
LOGM2_REELLE	0.656848	0.894442	0.974286	1.000000	-0.929717	-0.416713
LOGINT	-0.744087	-0.847271	-0.924654	-0.929717	1.000000	0.643803
LOGINF	-0.651725	-0.391688	-0.476979	-0.416713	0.643803	1.000000

Annexe n°4 : les résultats de test ADF

1. La série de Taux d'inflation

➤ Modèle 3

Null Hypothesis: LOGINF has a unit root					
Exogenous: Constant, Linear Trend					
Lag Length: 1 (Fixed)					
			t-Statistic	Prob.*	
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-1.895869	0.6308	
Test critical values: 1% level			-4.309824		
5% level			-3.574244		
10% level			-3.221728		
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.					
Augmented Dickey-Fuller Test Equation					
Dependent Variable: D(LOGINF)					
Method: Least Squares					
Date: 06/04/22 Time: 15:47					
Sample (adjusted): 1992 2020					
Included observations: 29 after adjustments					
Variable	Coefficien	t	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGINF(-1)	-0.330466	0.174308	-1.895869	0.0696	
D(LOGINF(-1))	-0.237970	0.190692	-1.247929	0.2236	
C	0.621274	0.538857	1.152946	0.2598	
@TREND("1990")	-0.011110	0.019290	-0.575964	0.5698	
R-squared	0.272777	Meandependent var	0.081792		
Adjusted R-squared	0.185510	S.D. dependent var	0.836547		
S.E. of regression	0.754976	Akaike info criterion	2.403181		
Sumsquaredresid	14.24972	Schwarz criterion	2.591773		
Log likelihood	-30.84612	Hannan-Quinn criter.	2.462246		
F-statistic	3.125786	Durbin-Watson stat	2.030614		
Prob(F-statistic)	0.043684				

➤ Modèle 2

Null Hypothesis: LOGINF has a unit root

Exogenous: Constant Lag Length: 1 (Fixed)					
			t-Statistic	Prob.*	
Augmented Dickey-Fuller test statistic					
			-1.878296	0.3373	
Test critical values:					
	1% level		-3.679322		
	5% level		-2.967767		
	10% level		-2.622989		
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.					
Augmented Dickey-Fuller Test Equation					
Dependent Variable: D(LOGINF)					
Method: Least Squares					
Date: 06/04/22 Time: 15:49					
Sample (adjusted): 1992 2020					
Included observations: 29 after adjustments					
Variable	Coefficien	t	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGINF(-1)	-0.280736		0.149463	-1.878296	0.0716
D(LOGINF(-1))	-0.263499		0.183071	-1.439327	0.1620
C	0.359925		0.286879	1.254623	0.2208
-					
R-squared	0.263127	Meandependent var		0.081792	
Adjusted R-squared	0.206445	S.D. dependent var		0.836547	
S.E. of regression	0.745211	Akaike info criterion		2.347397	
Sumsquaredresid	14.43881	Schwarz criterion		2.488842	
Log likelihood	-31.03726	Hannan-Quinn criter.		2.391696	
F-statistic	4.642126	Durbin-Watson stat		2.054204	
Prob(F-statistic)	0.018884				

➤ **Modèle 1**

Null Hypothesis: LOGINF has a unit root Exogenous: None Lag Length: 1 (Fixed)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic				
			-1.594995	0.1029
Test critical values:				
	1% level		-2.647120	
	5% level		-1.952910	
	10% level		-1.610011	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(LOGINF)				
Method: Least Squares				
Date: 06/04/22 Time: 15:50				
Sample (adjusted): 1992 2020				

Included observations: 29 after adjustments				
Variable	Coefficien t	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGINF(-1)	-0.116674	0.073150	-1.594995	0.1224
D(LOGINF(-1))	-0.353524	0.170204	-2.077067	0.0474
-				
R-squared	0.218516	Meandependent var	0.081792	
Adjusted R-squared	0.189572	S.D. dependent var	0.836547	
S.E. of regression	0.753091	Akaike info criterion	2.337212	
Sumsquaredresid	15.31296	Schwarz criterion	2.431508	
Log likelihood	-31.88957	Hannan-Quinn criter.	2.366744	
Durbin-Watson stat	2.090918			

➤ **1^{er} différenciations**

Null Hypothesis: D(LOGINF) has a unit root				
Exogenous: None				
Lag Length: 1 (Fixed)				
	t-Statistic	Prob.*		
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.642506	0.0000		
Test critical values: 1% level	-2.650145			
5% level	-1.953381			
10% level	-1.609798			
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(LOGINF,2)				
Method: Least Squares				
Date: 06/04/22 Time: 15:52				
Sample (adjusted): 1993 2020				
Included observations: 28 after adjustments				
Variable	Coefficien t	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LOGINF(-1))	-1.514672	0.326262	-4.642506	0.0001
D(LOGINF(-1),2)	0.083944	0.196755	0.426641	0.6732
R-squared	0.701219	Meandependent var	0.000406	
Adjusted R-squared	0.689728	S.D. dependent var	1.430124	
S.E. of regression	0.796609	Akaike info criterion	2.451844	
Sumsquaredresid	16.49924	Schwarz criterion	2.547002	
Log likelihood	-32.32582	Hannan-Quinn criter.	2.480935	
Durbin-Watson stat	1.956929			

2. La série taux d'intérêt

➤ **Modèle 3**

Null Hypothesis: LOGINT has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend Lag Length: 4 (Fixed)					
			t-Statistic	Prob.*	
Augmented Dickey-Fuller test statistic					
Test critical values:			-2.225525	0.4569	
	1% level		-4.356068		
	5% level		-3.595026		
	10% level		-3.233456		
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.					
Augmented Dickey-Fuller Test Equation					
Dependent Variable: D(LOGINT)					
Method: Least Squares					
Date: 06/04/22 Time: 15:53					
Sample (adjusted): 1995 2020					
Included observations: 26 after adjustments					
Variable	Coefficien	t	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGINT(-1)	-0.184775		0.083025	-2.225525	0.0384
D(LOGINT(-1))	0.112661		0.149435	0.753910	0.4601
D(LOGINT(-2))	0.160508		0.151060	1.062547	0.3013
D(LOGINT(-3))	0.185220		0.155057	1.194531	0.2470
D(LOGINT(-4))	0.139971		0.160942	0.869701	0.3953
C	0.350416		0.230427	1.520726	0.1448
@TREND("1990")	-0.004004		0.005035	-0.795287	0.4363
R-squared	0.487432	Meandependent var			0.053319
Adjusted R-squared	0.325568	S.D. dependent var			0.090272
S.E. of regression	0.074135	Akaike info criterion			2.141051
Sumsquaredresid	0.104424	Schwarz criterion			1.802333
Log likelihood	34.83366	Hannan-Quinn criter.			2.043512
F-statistic	3.011375	Durbin-Watson stat			2.443497
Prob(F-statistic)	0.030563				

➤ **Modèle 2**

Null Hypothesis: LOGINT has a unit root Exogenous: Constant Lag Length: 4 (Fixed)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic				
Test critical values:			-3.759290	0.0089
	1% level		-3.711457	
	5% level		-2.981038	
	10% level		-2.629906	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LOGINT)

Method: Least Squares

Date: 06/04/22 Time: 15:54

Sample (adjusted): 1995 2020

Included observations: 26 after adjustments

Variable	Coefficien t	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGINT(-1)	-0.124316	0.033069	-3.759290	0.0012
D(LOGINT(-1))	0.086667	0.144471	0.599889	0.5553
D(LOGINT(-2))	0.128302	0.144187	0.889830	0.3841
D(LOGINT(-3))	0.144458	0.144990	0.996333	0.3310
D(LOGINT(-4))	0.092427	0.148047	0.624306	0.5395
C	0.173402	0.059074	2.935347	0.0082
R-squared	0.470369	Meandependent var		0.053319
Adjusted R-squared	0.337962	S.D. dependent var		0.090272
S.E. of regression	0.073451	Akaike info criterion		2.185227
Sumsquaredresid	0.107900	Schwarz criterion		1.894897
Log likelihood	34.40796	Hannan-Quinn criter.		2.101623
F-statistic	3.552433	Durbin-Watson stat		2.429841
Prob(F-statistic)	0.018444			

➤ **Modèle 1**

Null Hypothesis: LOGINT has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 4 (Fixed)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.809230	0.0069
Test critical values: 1% level	-2.656915	
5% level	-1.954414	
10% level	-1.609329	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LOGINT)

Method: Least Squares

Date: 06/04/22 Time: 15:58

Sample (adjusted): 1995 2020

Included observations: 26 after adjustments

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

	t			
LOGINT(-1)	-0.031407	0.011180	-2.809230	0.0105
D(LOGINT(-1))	0.129164	0.167798	0.769763	0.4500
D(LOGINT(-2))	0.099713	0.167930	0.593775	0.5590
D(LOGINT(-3))	0.074677	0.166962	0.447273	0.6593
D(LOGINT(-4))	-0.049972	0.163279	-0.306049	0.7626
R-squared	0.242198	Meandependent var	0.053319	-
Adjusted R-squared	0.097854	S.D. dependent var	0.090272	-
S.E. of regression	0.085742	Akaike info criterion	1.903908	-
Sumsquaredresid	0.154385	Schwarz criterion	1.661966	-
Log likelihood	29.75080	Hannan-Quinn criter.	1.834237	-
Durbin-Watson stat	1.946014			

3. La série de la masse monétaire

➤ Modèle 3

Null Hypothesis: LOGM2_REELLE has a unit root					
Exogenous: Constant, Linear Trend					
Lag Length: 1 (Fixed)					
		t-Statistic	Prob.*		
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-2.320116	0.4107		
Test critical values:	1% level	-4.309824			
	5% level	-3.574244			
	10% level	-3.221728			
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.					
Augmented Dickey-Fuller Test Equation					
Dependent Variable: D(LOGM2_REELLE)					
Method: Least Squares					
Date: 06/04/22 Time: 16:01					
Sample (adjusted): 1992 2020					
Included observations: 29 after adjustments					
Variable	Coefficien	t	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGM2_REELLE(-1)	-0.155507	0.067026	-2.320116	0.0288	
D(LOGM2_REELLE(-1))	0.605519	0.147824	4.096213	0.0004	
C	4.346002	1.861263	2.334975	0.0279	
@TREND("1990")	0.013177	0.006035	2.183331	0.0386	
R-squared	0.451665	Meandependent var	0.058092		
Adjusted R-squared	0.385865	S.D. dependent var	0.109062		
S.E. of regression	0.085468	Akaike info criterion	-		

			1.953896
			-
Sumsquaredresid	0.182622	Schwarz criterion	1.765303
			-
Log likelihood	32.33149	Hannan-Quinn criter.	1.894831
F-statistic	6.864202	Durbin-Watson stat	2.153378
Prob(F-statistic)	0.001576		

➤ **Modèle 2**

Null Hypothesis: LOGM2_REELLE has a unit root				
Exogenous: Constant				
Lag Length: 1 (Fixed)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic				
			-0.735341	0.8221
Test critical values:				
	1% level		-3.679322	
	5% level		-2.967767	
	10% level		-2.622989	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(LOGM2_REELLE)				
Method: Least Squares				
Date: 06/04/22 Time: 16:02				
Sample (adjusted): 1992 2020				
Included observations: 29 after adjustments				
Variable	Coefficien			
	t	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGM2_REELLE(-1)	-0.016691	0.022698	-0.735341	0.4687
D(LOGM2_REELLE(-1))	0.586103	0.157884	3.712235	0.0010
C	0.512287	0.660547	0.775550	0.4450
R-squared	0.347111	Meandependent var		0.058092
Adjusted R-squared	0.296888	S.D. dependent var		0.109062
				-
S.E. of regression	0.091451	Akaike info criterion		1.848339
				-
Sumsquaredresid	0.217443	Schwarz criterion		1.706895
				-
Log likelihood	29.80092	Hannan-Quinn criter.		1.804040
F-statistic	6.911486	Durbin-Watson stat		2.023389
Prob(F-statistic)	0.003917			

➤ **Modèle 1**

Null Hypothesis: LOGM2_REELLE has a unit root	
Exogenous: None	
Lag Length: 1 (Fixed)	

		t-Statistic	Prob.*	
Augmented Dickey-Fuller test statistic		1.394547	0.9557	
Test critical values:	1% level	-2.647120		
	5% level	-1.952910		
	10% level	-1.610011		
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(LOGM2_REELLE)				
Method: Least Squares				
Date: 06/04/22 Time: 16:03				
Sample (adjusted): 1992 2020				
Included observations: 29 after adjustments				
Variable	Coefficien t	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGM2_REELLE(-1)	0.000905	0.000649	1.394547	0.1745
D(LOGM2_REELLE(-1))	0.570144	0.155378	3.669406	0.0011
R-squared	0.332007	Meandependent var		0.058092
Adjusted R-squared	0.307266	S.D. dependent var		0.109062
S.E. of regression	0.090773	Akaike info criterion		1.894434
Sumsquaredresid	0.222474	Schwarz criterion		1.800138
Log likelihood	29.46930	Hannan-Quinn criter.		1.864902
Durbin-Watson stat	1.980922			

➤ **1^{er} différenciation**

Null Hypothesis: D(DLOGM2_REELLE) has a unit root			
Exogenous: None			
Lag Length: 1 (Fixed)			
	t-Statistic	Prob.*	
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-5.420974	0.0000
Test critical values:	1% level	-2.653401	
	5% level	-1.953858	
	10% level	-1.609571	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.			
Augmented Dickey-Fuller Test Equation			
Dependent Variable: D(DLOGM2_REELLE,2)			
Method: Least Squares			
Date: 06/06/22 Time: 09:01			
Sample (adjusted): 1994 2020			

Included observations: 27 after adjustments					
Variable	Coefficient	t	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(DLOGM2_REELLE(-1))	-1.565690		0.288821	-5.420974	0.0000
D(DLOGM2_REELLE(-1),2)	0.319236		0.188958	1.689456	0.1036
R-squared	0.641204	Meandependent var			0.006973
Adjusted R-squared	0.626852	S.D. dependent var			0.158607
S.E. of regression	0.096886	Akaike info criterion			1.759368
Sumsquaredresid	0.234674	Schwarz criterion			1.663381
Log likelihood	25.75147	Hannan-Quinn criter.			1.730826
Durbin-Watson stat	2.085736				

4. la série de Taux de change

➤ Modèle 3 :

Null Hypothesis: LOGTAUX_CHANGE has a unit root				
Exogenous: Constant, Linear Trend				
Lag Length: 3 (Fixed)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-3.487229	0.0611
Test critical values:	1% level		-4.339330	
	5% level		-3.587527	
	10% level		-3.229230	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(LOGTAUX_CHANGE)				
Method: Least Squares				
Date: 06/04/22 Time: 17:02				
Sample (adjusted): 1994 2020				
Included observations: 27 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGTAUX_CHANGE(-1)	-0.263867	0.075667	-3.487229	0.0022
D(LOGTAUX_CHANGE(-1))	0.388116	0.138195	2.808463	0.0105
D(LOGTAUX_CHANGE(-2))	-0.133575	0.145980	-0.915025	0.3706
D(LOGTAUX_CHANGE(-3))	0.246301	0.105886	2.326096	0.0301
C	1.005290	0.292165	3.440833	0.0025
@TREND("1990")	0.008478	0.002938	2.885612	0.0088

R-squared	0.727403	Meandependent var	0.062668
Adjusted R-squared	0.662500	S.D. dependent var	0.108221
S.E. of regression	0.062871	Akaike info criterion	-2.502347
Sumsquaredresid	0.083007	Schwarz criterion	-2.214383
Log likelihood	39.78169	Hannan-Quinn criter.	-2.416720
F-statistic	11.20739	Durbin-Watson stat	1.995830
Prob(F-statistic)	0.000023		

➤ **Modèle 2**

Null Hypothesis: LOGTAUX_CHANGE has a unit root				
Exogenous: Constant				
Lag Length: 3 (Fixed)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-1.724030	0.4084
Test critical values:	1% level		-3.699871	
	5% level		-2.976263	
	10% level		-2.627420	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(LOGTAUX_CHANGE)				
Method: Least Squares				
Date: 06/04/22 Time: 17:03				
Sample (adjusted): 1994 2020				
Included observations: 27 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGTAUX_CHANGE(-1)	-0.097736	0.056690	-1.724030	0.0987
D(LOGTAUX_CHANGE(-1))	0.399968	0.159486	2.507861	0.0200
D(LOGTAUX_CHANGE(-2))	-0.250073	0.161971	-1.543938	0.1369
D(LOGTAUX_CHANGE(-3))	0.296798	0.120572	2.461580	0.0221
C	0.443604	0.251557	1.763432	0.0917

R-squared	0.619316	Meandependent var	0.062668
Adjusted R-squared	0.550100	S.D. dependent var	0.108221
S.E. of regression	0.072589	Akaike info criterion	-2.242443

Sumsquaredresid	0.115920	Schwarz criterion	-2.002473
Log likelihood	35.27298	Hannan-Quinn criter.	-2.171088
F-statistic	8.947664	Durbin-Watson stat	1.798339
Prob(F-statistic)	0.000190		

➤ **Modèle 1**

Null Hypothesis: LOGTAUX_CHANGE has a unit root				
Exogenous: None				
Lag Length: 3 (Fixed)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			0.471046	0.8099
Test critical values:	1% level		-2.653401	
	5% level		-1.953858	
	10% level		-1.609571	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(LOGTAUX_CHANGE)				
Method: Least Squares				
Date: 06/04/22 Time: 17:03				
Sample (adjusted): 1994 2020				
Included observations: 27 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGTAUX_CHANGE(-1)	0.001981	0.004206	0.471046	0.6420
D(LOGTAUX_CHANGE(-1))	0.507014	0.154097	3.290222	0.0032
D(LOGTAUX_CHANGE(-2))	-0.281903	0.168182	-1.676180	0.1072
D(LOGTAUX_CHANGE(-3))	0.431187	0.097625	4.416788	0.0002
R-squared	0.565506	Meandependent var		0.062668
Adjusted R-squared	0.508833	S.D. dependent var		0.108221
S.E. of regression	0.075845	Akaike info criterion		-2.184306
Sumsquaredresid	0.132305	Schwarz criterion		-1.992330
Log likelihood	33.48813	Hannan-Quinn criter.		-2.127221
Durbin-Watson stat	2.042354			

➤ **1^{er} différenciation**

Null Hypothesis: D(DLOGTAUX_CHANGE) has a unit root					
Exogenous: None					
Lag Length: 3 (Fixed)					
			t-Statistic	Prob.*	
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-3.553866	0.0010	
Test critical values:	1% level		-2.660720		
	5% level		-1.955020		
	10% level		-1.609070		
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.					
Augmented Dickey-Fuller Test Equation					
Dependent Variable: D(DLOGTAUX_CHANGE,2)					
Method: Least Squares					
Date: 06/04/22 Time: 21:36					
Sample (adjusted): 1996 2020					
Included observations: 25 after adjustments					
Variable	Coefficien	t	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(DLOGTAUX_CHANGE (-1))	-1.935260	0.544551	-3.553866	0.0019	
D(DLOGTAUX_CHANGE (-1),2)	0.694746	0.440568	1.576930	0.1298	
D(DLOGTAUX_CHANGE (-2),2)	0.206005	0.260634	0.790399	0.4381	
D(DLOGTAUX_CHANGE (-3),2)	0.097280	0.145663	0.667844	0.5115	
R-squared	0.663312	Meandependent var	0.005457		
Adjusted R-squared	0.615214	S.D. dependent var	0.136663		
S.E. of regression	0.084774	Akaike info criterion	1.952013		
Sumsquaredresid	0.150919	Schwarz criterion	1.756993		
Log likelihood	28.40016	Hannan-Quinn criter.	1.897923		
Durbin-Watson stat	1.968543				

5. le série de Prix de pétrole

➤ Modèle 3

Null Hypothesis: LOGPP has a unit root			
Exogenous: Constant, Linear Trend			
Lag Length: 1 (Fixed)			
		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-1.418154	0.8338
Test critical values:	1% level	-4.309824	
	5% level	-3.574244	
	10% level	-3.221728	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LOGPP)

Method: Least Squares

Date: 06/04/22 Time: 17:07

Sample (adjusted): 1992 2020

Included observations: 29 after adjustments

Variable	Coefficien t	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGPP(-1)	-0.198273	0.139811	-1.418154	0.1685
D(LOGPP(-1))	0.245372	0.209209	1.172852	0.2519
C	0.607526	0.375837	1.616462	0.1185
@TREND("1990")	0.008781	0.011321	0.775619	0.4452
R-squared	0.113683	Meandependent var		0.025031
Adjusted R-squared	0.007325	S.D. dependent var		0.271610
S.E. of regression	0.270613	Akaike info criterion		0.351191
Sumsquaredresid	1.830790	Schwarz criterion		0.539783
Log likelihood	-1.092267	Hannan-Quinn criter.		0.410256
F-statistic	1.068868	Durbin-Watson stat		1.775980
Prob(F-statistic)	0.380092			

➤ **Modèle 2**

Null Hypothesis: LOGPP has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 1 (Fixed)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.444920	0.5466
Test critical values: 1% level	-3.679322	
5% level	-2.967767	
10% level	-2.622989	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LOGPP)

Method: Least Squares

Date: 06/04/22 Time: 17:08

Sample (adjusted): 1992 2020

Included observations: 29 after adjustments

Variable	Coefficien t	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGPP(-1)	-0.106353	0.073605	-1.444920	0.1604
D(LOGPP(-1))	0.198583	0.198783	0.998996	0.3270
C	0.410543	0.274913	1.493357	0.1474

R-squared	0.092355	Meandependent var	0.025031
Adjusted R-squared	0.022536	S.D. dependent var	0.271610
S.E. of regression	0.268532	Akaike info criterion	0.306004
Sumsquaredresid	1.874845	Schwarz criterion	0.447448
Log likelihood	-1.437054	Hannan-Quinn criter.	0.350302
F-statistic	1.322778	Durbin-Watson stat	1.833210
Prob(F-statistic)	0.283732		

➤ **Modèle 1**

Null Hypothesis: LOGPP has a unit root					
Exogenous: None					
Lag Length: 1 (Fixed)					
			t-Statistic	Prob.*	
Augmented Dickey-Fuller test statistic			0.124048	0.7141	
Test critical values: 1% level			-2.647120		
5% level			-1.952910		
10% level			-1.610011		
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.					
Augmented Dickey-Fuller Test Equation					
Dependent Variable: D(LOGPP)					
Method: Least Squares					
Date: 06/04/22 Time: 17:08					
Sample (adjusted): 1992 2020					
Included observations: 29 after adjustments					
Variable	Coefficien	t	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGPP(-1)	0.001709		0.013774	0.124048	0.9022
D(LOGPP(-1))	0.152213		0.200766	0.758165	0.4549
R-squared	0.014503	Meandependent var	0.025031		
Adjusted R-squared	-0.021997	S.D. dependent var	0.271610		
S.E. of regression	0.274581	Akaike info criterion	0.319331		
Sumsquaredresid	2.035657	Schwarz criterion	0.413627		
Log likelihood	-2.630300	Hannan-Quinn criter.	0.348863		
Durbin-Watson stat	1.820789				

➤ **1^{er} différenciation**

Null Hypothesis: D(LOGPP) has a unit root				
Exogenous: None				
Lag Length: 1 (Fixed)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-4.409049	0.0001
Test critical values: 1% level			-2.650145	
5% level			-1.953381	
10% level			-1.609798	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LOGPP,2)

Method: Least Squares

Date: 06/04/22 Time: 17:10

Sample (adjusted): 1993 2020

Included observations: 28 after adjustments

Variable	Coefficien t	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LOGPP(-1))	-1.127781	0.255788	-4.409049	0.0002
D(LOGPP(-1),2)	0.327049	0.193946	1.686293	0.1037

R-squared	0.457387	Meandependent var	0.014151
Adjusted R-squared	0.436518	S.D. dependent var	0.353993
S.E. of regression	0.265726	Akaike info criterion	0.256051
Sumsquaredresid	1.835874	Schwarz criterion	0.351208
Log likelihood	-1.584707	Hannan-Quinn criter.	0.285141
Durbin-Watson stat	1.867871		

6. La série de la Produit intérieur brut

➤ Modèle 3 :

Null Hypothesis: LOGPIB_REEL has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 3 (Fixed)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-0.076522	0.9926
Test critical values: 1% level	-4.339330	
5% level	-3.587527	
10% level	-3.229230	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LOGPIB_REEL)

Method: Least Squares

Date: 06/04/22 Time: 17:14

Sample (adjusted): 1994 2020

Included observations: 27 after adjustments

Variable	Coefficien t	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGPIB_REEL(-1)	-0.011894	0.155428	-0.076522	0.9397
D(LOGPIB_REEL(-1))	0.348450	0.232026	1.501772	0.1480

D(LOGPIB_REEL(-2))	0.136155	0.247356	0.550444	0.5878
D(LOGPIB_REEL(-3))	0.296607	0.233596	1.269743	0.2181
C	0.380056	4.600722	0.082608	0.9349
@TREND("1990")	-0.000912	0.005283	-0.172628	0.8646
R-squared	0.384430	Meandependent var	0.027866	
Adjusted R-squared	0.237866	S.D. dependent var	0.023061	
S.E. of regression	0.020133	Akaike info criterion	4.779824	-
Sumsquaredresid	0.008512	Schwarz criterion	4.491860	-
Log likelihood	70.52762	Hannan-Quinn criter.	4.694197	
F-statistic	2.622947	Durbin-Watson stat	1.894798	
Prob(F-statistic)	0.054041			

➤ **Modèle 2**

Null Hypothesis: LOGPIB_REEL has a unit root					
Exogenous: Constant					
Lag Length: 3 (Fixed)					
			t-Statistic	Prob.*	
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-2.555859	0.1143	
Test critical values:	1% level		-3.699871		
	5% level		-2.976263		
	10% level		-2.627420		
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.					
Augmented Dickey-Fuller Test Equation					
Dependent Variable: D(LOGPIB_REEL)					
Method: Least Squares					
Date: 06/04/22 Time: 17:14					
Sample (adjusted): 1994 2020					
Included observations: 27 after adjustments					
Variable	Coefficien	t	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGPIB_REEL(-1)	-0.038592	0.015099	-2.555859	0.0180	
D(LOGPIB_REEL(-1))	0.352598	0.225632	1.562711	0.1324	
D(LOGPIB_REEL(-2))	0.148657	0.231242	0.642864	0.5270	
D(LOGPIB_REEL(-3))	0.305153	0.223198	1.367184	0.1854	
C	1.170209	0.454329	2.575685	0.0172	
R-squared	0.383557	Meandependent var	0.027866		

Adjusted R-squared	0.271476	S.D. dependent var	0.023061
S.E. of regression	0.019684	Akaike info criterion	4.852480
Sumsquaredresid	0.008524	Schwarz criterion	4.612510
Log likelihood	70.50848	Hannan-Quinn criter.	4.781124
F-statistic	3.422151	Durbin-Watson stat	1.862652
Prob(F-statistic)	0.025493		

➤ **Modèle 1**

Null Hypothesis: LOGPIB_REEL has a unit root					
Exogenous: None					
Lag Length: 3 (Fixed)					
			t-Statistic	Prob.*	
Augmented Dickey-Fuller test statistic			0.949763	0.9043	
Test critical values:	1% level		-2.653401		
	5% level		-1.953858		
	10% level		-1.609571		
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.					
Augmented Dickey-Fuller Test Equation					
Dependent Variable: D(LOGPIB_REEL)					
Method: Least Squares					
Date: 06/04/22 Time: 17:15					
Sample (adjusted): 1994 2020					
Included observations: 27 after adjustments					
Variable	Coefficien	t	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGPIB_REEL(-1)	0.000293		0.000308	0.949763	0.3521
D(LOGPIB_REEL(-1))	0.414866		0.250306	1.657432	0.1110
D(LOGPIB_REEL(-2))	0.113056		0.257554	0.438961	0.6648
D(LOGPIB_REEL(-3))	0.126042		0.236645	0.532621	0.5994
R-squared	0.197667		Meandependent var		0.027866
Adjusted R-squared	0.093015		S.D. dependent var		0.023061
S.E. of regression	0.021963		Akaike info criterion		4.662996
Sumsquaredresid	0.011094		Schwarz criterion		4.471021
Log likelihood	66.95045		Hannan-Quinn criter.		4.605912
Durbin-Watson stat	1.588851				

➤ **1^{er} différenciation**

Null Hypothesis: D(DLOGPIB_REEL) has a unit root				
Exogenous: None				
Lag Length: 3 (Fixed)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-1.477619	0.1275
Test critical values:	1% level		-2.660720	
	5% level		-1.955020	
	10% level		-1.609070	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(DLOGPIB_REEL,2)				
Method: Least Squares				
Date: 06/04/22 Time: 21:30				
Sample (adjusted): 1996 2020				
Included observations: 25 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(DLOGPIB_REEL(-1))	-1.027563	0.695418	-1.477619	0.1544
D(DLOGPIB_REEL(-1),2)	-0.399349	0.586469	-0.680938	0.5034
D(DLOGPIB_REEL(-2),2)	-0.365001	0.418578	-0.872002	0.3931
D(DLOGPIB_REEL(-3),2)	-0.184029	0.225314	-0.816766	0.4232
R-squared	0.679412	Meandependent var		-0.004345
Adjusted R-squared	0.633614	S.D. dependent var		0.034887
S.E. of regression	0.021117	Akaike info criterion		-4.731822
Sumsquaredresid	0.009365	Schwarz criterion		-4.536802
Log likelihood	63.14778	Hannan-Quinn criter.		-4.677732
Durbin-Watson stat	1.842152			

➤ **2eme différenciation**

Null Hypothesis: D(DLOGPIB_REEL,2) has a unit root				
Exogenous: None				
Lag Length: 3 (Fixed)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-4.595201	0.0001
Test critical values:	1% level		-2.664853	
	5% level		-1.955681	
	10% level		-1.608793	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(DLOGPIB_REEL,3)
 Method: Least Squares
 Date: 06/04/22 Time: 21:32
 Sample (adjusted): 1997 2020
 Included observations: 24 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(DLOGPIB_REEL(-1),2)	-4.593754	0.999685	-4.595201	0.0002
D(DLOGPIB_REEL(-1),3)	2.158579	0.807879	2.671910	0.0147
D(DLOGPIB_REEL(-2),3)	0.926229	0.498098	1.859533	0.0777
D(DLOGPIB_REEL(-3),3)	0.235856	0.204844	1.151391	0.2632
R-squared	0.894156	Meandependent var	-0.000744	
Adjusted R-squared	0.878280	S.D. dependent var	0.061914	
S.E. of regression	0.021601	Akaike info criterion	-4.681152	
Sumsquaredresid	0.009332	Schwarz criterion	-4.484809	
Log likelihood	60.17382	Hannan-Quinn criter.	-4.629062	
Durbin-Watson stat	1.350264			

Annexe 04 : Teste de causalité

Pairwise Granger Causality Tests			
Date: 06/13/22 Time: 14:09			
Sample: 1990 2020			
Lags: 1			
NullHypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
DLOGM2_REELLE does not Granger Cause DLOGINF	30	0.11789	0.7340
DLOGINF does not Granger Cause DLOGM2_REELLE		59.6830	3.E-08
DDLOGPIBR does not Granger Cause DLOGINF	30	0.78683	0.3829
DLOGINF does not Granger Cause DDLOGPIBR		3.16787	0.0864
DLOGPP does not Granger Cause DLOGINF	30	8.4E-07	0.9993
DLOGINF does not Granger Cause DLOGPP		0.32789	0.5716
DLOGTAUX_CHANGE does not Granger Cause DLOGINF	30	7.49482	0.0108
DLOGINF does not Granger Cause DLOGTAUX_CHANGE		0.00445	0.9473
DDLOGPIBR does not Granger Cause DLOGM2_REELLE	30	4.23320	0.0494
DLOGM2_REELLE does not Granger Cause DDLOGPIBR		0.00051	0.9821
DLOGPP does not Granger Cause DLOGM2_REELLE	30	1.63000	0.2126
DLOGM2_REELLE does not Granger Cause DLOGPP		1.00442	0.3251

DLOGTAUX_CHANGE does not Granger Cause			
DLOGM2_REELLE	30	11.0817	0.0025
DLOGM2_REELLE does not Granger Cause DLOGTAUX_CHANGE		1.76570	0.1950
DLOGPP does not Granger Cause DDLOGPIBR	30	0.08870	0.7681
DDLOGPIBR does not Granger Cause DLOGPP		0.92366	0.3450
DLOGTAUX_CHANGE does not Granger Cause DDLOGPIBR	30	10.5120	0.0031
DDLOGPIBR does not Granger Cause DLOGTAUX_CHANGE		3.47255	0.0733
DLOGTAUX_CHANGE does not Granger Cause DLOGPP	30	2.06818	0.1619
DLOGPP does not Granger Cause DLOGTAUX_CHANGE		0.32858	0.5712

Annexe 05 : Estimation de modèle

1. Choix de nombre de retard optimal VECM (p)

Endogenous variables: LOGM2_REELLE LOGINF LOGTAUX_CHANGE LOGPP LOGPIBR Sample: 1990 2020						
Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
1	121.7594	NA	5.42e-10*	-7.167361	-5.967512*	-6.810583*
2	147.7547	32.73491	5.93e-10	-7.241092*	-4.841394	-6.527536
* indicates lag order selected by the criterion						

2. Test de cointégration de johansen

Trend assumption: Quadratic deterministic trend Series: LOGM2_REELLE LOGINF LOGTAUX_CHANGE LOGPP LOGPIBR Lags interval (in first differences): 1 to 1				
Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)				
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.879737	152.5637	79.34145	0.0000
Atmost 1 *	0.842208	95.37569	55.24578	0.0000
Atmost 2 *	0.596411	45.52083	35.01090	0.0027
Atmost 3 *	0.479181	21.02214	18.39771	0.0210
Atmost 4	0.118601	3.408622	3.841466	0.0649
Trace test indicates 4 cointegratingeqn(s) at the 0.05 level * denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level **MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values				

Annexe 06 : Estimation du modèle VECM

Included observations: 27 afteradjustments
Standard errors in () & t-statistics in []

CointegratingEq:	CointEq1				
LOGM2_REELLE(-1)	1.000000				
LOGINF(-1)	-0.426340 (0.11151) [-3.82344]				
LOGTAUX_CHANGE(-1)	-4.922098 (0.47310) [-10.4038]				
LOGPP(-1)	-1.719194 (0.18078) [-9.51004]				
LOGPIBR(-1)	20.80510 (5.08134) [4.09441]				
@TREND(90)	0.200763				
C	-4.542931				
Error Correction:	D(LOGM2_REELLE)	D(LOGINF)	D(LOGTAUX_CHANGE)	D(LOGPP)	D(DDLOGPIBR)
CointEq1	-0.066163 (0.02451) [-2.69898]	0.452911 (0.29052) [1.55899]	0.115805 (0.02243) [5.16312]	-0.022885 (0.10565) [-0.21662]	0.004624 (0.01070) [0.43230]
D(LOGM2_REELLE(-1))	0.420512 (0.19996) [2.10300]	3.128688 (2.36971) [1.32028]	0.111220 (0.18295) [0.60791]	-0.569461 (0.86176) [-0.66081]	0.138998 (0.08725) [1.59307]
D(LOGINF(-1))	-0.061531 (0.01792) [-3.43295]	-0.442011 (0.21241) [-2.08089]	0.005249 (0.01640) [0.32007]	0.103423 (0.07725) [1.33889]	-0.001941 (0.00782) [-0.24822]
D(LOGTAUX_CHANGE(-1))	-0.082313 (0.20320) [-0.40508]	1.154464 (2.40815) [0.47940]	0.400712 (0.18592) [2.15528]	-0.482431 (0.87573) [-0.55089]	0.127237 (0.08867) [1.43500]
D(LOGPP(-1))	-0.031651 (0.06320) [-0.50079]	0.381027 (0.74901) [0.50871]	0.046710 (0.05783) [0.80776]	0.222407 (0.27238) [0.81653]	-0.012893 (0.02758) [-0.46750]
D(DLOGPIBR(-1))	0.523708 (0.47332)	0.970696 (5.60935)	-1.572765 (0.43307)	2.202819 (2.03986)	-0.745002 (0.20653)

	[1.10645]	[0.17305]	[-3.63167]	[1.07989]	[-3.60719]
C	0.066416 (0.05227)	-0.680688 (0.61941)	0.070762 (0.04782)	0.283918 (0.22525)	-0.015907 (0.02281)
	[1.27073]	[-1.09894]	[1.47973]	[1.26046]	[-0.69748]
@TREND(90)	-0.001430 (0.00201)	0.016315 (0.02380)	-0.002552 (0.00184)	-0.010746 (0.00865)	-0.000111 (0.00088)
	[-0.71196]	[0.68555]	[-1.38917]	[-1.24172]	[-0.12620]
R-squared	0.695944	0.346334	0.751887	0.177110	0.486380
Adj. R-squared	0.583924	0.105509	0.660477	-0.126061	0.297151

1. Test d'autocorrélation

VEC Residual Serial Correlation LM Tests						
Date : 06/08/22 Time : 19 :12						
Sample : 1990 2020						
Included observations : 27						
Null hypothesis: No serial correlation at lag h						
Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	26.06744	25	0.4040	1.053867	(25, 38.7)	0.4326
2	27.81736	25	0.3163	1.146187	(25, 38.7)	0.3443

2. Test de normalité

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	0.020281	2	0.9899
2	5.891851	2	0.0526
3	0.152877	2	0.9264
4	0.687885	2	0.7090
5	1.875759	2	0.3915
Joint	8.628652	10	0.5677

3. Test d'hétéroscédasticité

VEC Residual Heteroskedasticity Tests (Levels and Squares)		
Date : 06/08/22 Time : 19 :13		
Sample : 1990 2020		
Included observations : 27		
Joint test:		
Chi-sq	df	Prob.
225.6374	210	0.2185

4. la variance de l'erreur de prévision de différentes séries

Period	S.E.	LOGM2_REE LLE	LOGINF	LOGTAUX_ CHANGE	LOGPP	LOGPIBR
1	0.068920	100.0000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
2	0.128977	86.25408	11.25165	0.014601	0.004057	2.475611
3	0.184643	81.14698	10.30849	0.516550	0.313747	7.714231
4	0.232652	78.05087	9.218988	1.800641	2.341052	8.588451
5	0.274648	76.43809	8.099677	2.812089	4.057494	8.592650
6	0.310195	75.60583	7.554649	3.456399	5.302383	8.080735
7	0.341463	75.35091	7.236898	3.756009	5.844193	7.811992
8	0.369798	75.18472	7.089283	3.933749	6.170516	7.621729
9	0.396283	75.06726	6.965709	4.050910	6.363983	7.552139
10	0.421194	74.93645	6.871882	4.157026	6.549792	7.484849

CholeskyOrdering: LOGM2_REELLE LOGINF LOGTAUX_CHANGE LOGPP
LOGPIBR

BIBLIOGRAPHIE

Ouvrage

1. Ayad F. (2013), *the demand for money in Algeria*, Disponible sur <https://books.google.dz/>.
2. Keynes J M. (1942), *la théorie générale de l'emploi, de l'intérêt et de la monnaie*, Version français, traducteur, Largentaye J, édition Payot, Paris, 1942, page 407.
3. Mathilde L, Philippe M, Thierry M. « *les grandes questions d'économie et finance internationales* », édition de book, 3ère édition Bruxelles, P, 61.
4. Milton F, (1952), *The Quantity theory of Money: A Restatement*, publié dans studies in the quantity theory of money Milton Friedman Ed, Chicago, pp.3-21.

Mémoire et thèse

5. Achour T. (2013 /2014), *L'analyse de la croissance économique en Algérie*, Thèse de doctorat en science, Université ABOU BAKR BELKAID, TLEMCEM.
6. Adam CH. (1992),” on the dynamic specification of money demand in Kenya”, *journal of african Economies*, vol, (1), issue 2, page 233-270.
7. Atmani A, (2016) « Estimation et stabilité de la fonction de demande de monnaie en Algérie sur la période allant de 1970 à 2014 », Université Abderrahmane Mira Bejaia, P.32.
8. Boucheta Y. (2013/2014), *Etude des facteurs déterminant du taux de change dinar algérien*, Thèse pour l'obtention de doctorat en sciences économiques, Université ABOU BAKR BELKAID, TLEMCEM.
9. Ilef O. (2018), *vers des approches dynamiques des marchés énergétiques : effet de la financiarisation*, thèse pour obtenir le grade de docteur du conservatoire national des arts et métiers, Ecole Doctoral Abbé Grégoire, paris.
10. Menaguer N. (2009/2010), « la demande de monnaie en Algérie », Thèse pour l'obtention de doctorat d'état es Sciences Economiques, Option : Monnaie, Banques et Finance.
11. Oubraham A, Tarikt Y. (2017), *L'impact des fluctuations et des prix hydrocarbures sur les principaux indicateurs macroéconomique*, Mémoire de fin de cycle en vue de l'obtention du diplôme de MASTER EN SCIENCES ECONOMIQUES, UNIVERSITE ABDERRAHMANE MIRA, BEJAIA.
12. Taleb S, Taleb T. (2019/2020), *Essai de construction Dun modèle de simulation des politiques macroéconomiques cas de la politique monétaire*, Mémoire EN vue de

BIBLIOGRAPHIE

l'obtention du diplôme de MASTER EN SCIENCES ECONOMIQUES,
UNIVERSITE ABDERRAHMANE MIRA, BEJAIA.

13. Zouiri S. (2015 /2016), *Evaluation de l'impact d'un choc pétrolier sur l'économie marocaine : une analyse en équilibre général calculable*, Mémoire de fin d'étude pour l'obtention du diplôme de master des sciences économiques, Université Mohammed V Rabat.

Article et revue

14. Abderrahmani F. et Achouche M, kherbachi H. (2006), « Estimation d'une fonction de demande de monnaie en Algérie », *Cahiers du CREAD*, n0 75, pp. 43-67.
15. Aouzal, L. (2018), « l'impact de dynamique des cours de pétrole sur la croissance économique au Maroc », *international Review of economics, Management and Law Research*, PP. 1- 22.
16. Atmani A, Mouffok N, (2021), « Analyse économique des variations des prix du pétrole sur la conduite de la politique monétaire en Algérie », *Journal d'études en économie et Management*, Volume 04 N° 02- Décembre 2021.
17. Attouchi M. (2020), « l'impact des fluctuations des cours pétroliers dans un pays exportateur et un pays importateur du pétrole », *journal des études économiques contemporaines*, Vol 05, n°02, PP.163- 179.
18. Bahmani-Oskooee, M, Gelan, A. (2009), "How stable is the demand for money in African countries". *Journal of Economic Studies*, Vol 36 N° (3), P, 216-235.
19. Bahmani-Oskooee M., Rehman, H. (2005), "Stability of the money demand function in Asian developing countries», *Taylor & Francis Journals*, vol. 37(7), pages 773-792.
20. Birendra BB. (2011), "An empirical analysis of money demand function in Nepal", *NRB economic review, Kathmandu, Nepal*, ZDB-ID 2680287-9, P. 54-70.
21. Bouyacoub B, (2020) ; « Analyse empirique de l'impact de la politique monétaire sur l'inflation en Algérie de 2000 à 2019 », *Les Cahiers du MECAS*, V° 16, N°2, Décembre 2020, P 17.
22. Dennis N, Vaclav A. (2016), "Investigating the Stability of Money Demand in Ghana", 2016, vol. 64, issue 6, 2075-2079.
23. Faridi Z. (2013), « An Estimation of Money Demand Function in Pakistan: Bound Testing Approach to Co-integration », *Pakistan Journal of Social Sciences (PJSS)*, Vol. 33, n0 1, pp. 11-24.

BIBLIOGRAPHIE

24. Halmi H, Rashid S, Ali S. (2015), «Empirical Evidence on the Long-Run Money Demand Function in the Gulf Cooperation Council Countries», *International Journal of Economics and Financial Issues*, N° 5(2), pp. 603-612.
25. Hamdi H. et al. (2015), «Empirical Evidence on the Long-Run Money Demand Function in the Gulf Cooperation Council Countries», *International Journal of Economics and Financial, Issues*, n0 5(2), pp. 603-612.
26. Ihssane B, Zouaoui H, (2021), « Modélisation de l'influence de la variation des prix du pétrole à l'exportation sur principaux agrégats macroéconomiques », *Revue d'économie et de statistique appliquée*, Vol 18, n° 1, PP. 245-260.
27. Jae-Kwang H. (2002), «the demand for money: evidence from the cointegration test », *international advances in Economic reseach*, Vol.8. (3), page 188-195.
28. Kjosevski J. (2013), « The determinants and stability of money demand in the Republic of Macedonia». Zbornik radova Ekonomskog fakulteta u Rijeci, Actes de la Faculté d'économie de Rijeka, *Journal of Economics and Business*, Vol. 31, n°1, pp. 35-54.
29. Lee Che-Chi, Chien, Mei-se (2008), "Stability of money demand function revisited in China". *Applied Economics*, page 3185-3197.
30. Nkurunziza F. (2016), "Money demand in Rwanda: A Cointegration analysis 2008Q3-2015Q4", *international Economics and Business*, 2016, Vol. 2, N°2, P, 17.
31. Parvez A.Dr. Nisar A, Sami U, Bedi-uz-Z, Muhammad Z. (2010), "Demand for Money in Pakistan: An Ardl Approach" 76 Vol. 10 Issue 9 (Ver 1.0).
32. Pesaran, H. Hashem& Shin, Yongcheol. (1998), « Analyse généralisés de la réponse impulsionnelle dans les modèles multi variés », *Elsevier*, vol. 58(1), pages 17-29.
33. Rajhi T.et al. (2005), « Impact des chocs pétroliers sur les économies africaines : une enquête empirique », P, 1-45.
34. Saten K, Don J. Webber and Scott F. (2011), "Money demand stability: A case study of Nigeria", *Department of Economics, Auckland University of Technology, Auckland, New Zealand* .2011.
35. Sober M. (2013), "Estimating a Function of Real Demand for Money in Pakistan: An Application of 8) Bounds Testing Approach to Cointegration", *International Journal of Computer Applications (0975 – 8887)* Volume 79 – No5, October 2013.
36. Suliman Zakaria S. et Hala Ahmed D. (2011), « Une analyse économétrique de la fonction de demande de monnaie au Soudan 1960 à 2010 », Vol.3(16), P, 793-800.

BIBLIOGRAPHIE

37. Tan Juat H. (2016), « la stabilité de la demande de monnaie en Malaisie : une approche de cointégration et CUSUM ». Vol (10), page 4107-4112.
38. ZAOUI Dj. (2019), « La maîtrise d'inflation par la politique monétaire cas de l'Algérie (2000- 2017) ». *Algérienne d'économie de gestion*, Vol. 13, N° : 02 (2019), PP.54-70.

Site internet

39. www.tradingeconomics.com/algeria/gdp (Consulter le site 20/05/2022).
40. http://www.fifrance.com/theorie_quantitative_de_la_monnaie.php, (Consulter 12/05/2022)
41. https://www.mf.gov.dz/images/pdf/Revue_de_presse/Mars/revue_de_presse_du_02_mars_2021.pdf (Consulter 03/06/2022).
42. <https://www.aps.dz/economie/133061-croissance-de-12-79-de-la-masse-monetaire/> (Consulter le 19/05/2022)
43. www.bank-of-algeria.dz/pdf/ordonnance0311.pdf ORDONNANCE N°03-11 DU 26 AOUT 2003 RELATIVE A LA MONNAIE ET AU CREDIT (J.O N°52 DU 27 AOUT 2003).
44. <https://www.tresor.economie.gouv.fr/Pays/DZ/indicateurs-et-conjonctures> (Consulte 05/04/2022).

Rapport

45. Rapport annuel de la banque d'Algérie 2016.

BIBLIOGRAPHIE

LISTE D'ILLUSTRATIONS

Liste des tableaux

- Tableau N°1 :** Statistique descriptive de différentes séries
- Tableau N°2 :** Matrice de corrélation de différentes séries
- Tableau N°3 :** Les résultants de nombre de retard pour les différentes séries.
- Tableau N°4 :** Présentation les résultats du test ADF et l'ordre d'intégration des séries
- Tableau N°5 :** Teste de causalité
- Tableau N°6 :** Détermination de nombre de retard P
- Tableau N°7 :** Test de cointégration de johansen
- Tableau N°8 :** Estimation du modèle VECM
- Tableau N°9 :** Test d'autocorrélation
- Tableau N°10 :** Teste de normalité
- Tableau N°11 :** Teste d'hétéroscédasticité
- Tableau N°12 :** La variance de l'erreur de prévision de différentes séries

Liste des figures

- Figure N°01 :** Evolution de Taux d'inflation
- Figure N° 02 :** Evolution de la masse monétaire réelle
- Figure N° 03 :** Evolution de PIB réel
- Figure N°04 :** Evolution de taux de change réelle
- Figure N°05 :** Evolution de taux d'intérêt
- Figure N° 06 :** Evolution des prix du pétrole
- Figure N°07 :** Analyse graphique des séries
- Figure N°08 :** Les fonctions de réponse impulsionnelle.

TABLE DE MATIERE

Table des matières

Remerciement

Dédicace

Sommaire

Liste des abréviations

Introduction générale.....3

Chapitre 01 : revue de littérature théorique et empirique

Introduction

Section 1 : revue de littérature théorique.....4

1.1 Les déterminants de la demande de monnaie.....4

1.1.1 La vision classique de la monnaie.....5

1.1.2 La théorie quantitative de la monnaie.....6

1.1.3 La théorie quantitative de monnaie selon Pigou et Marshall (1923) (l'école Cambridge)6

1.1.4 La demande de monnaie keynésienne.....6

1.1.5 La demande de monnaie chez Friedmann.....7

1.2 L'influence du prix du pétrole sur les variables macroéconomiques.....7

1.2.1 L'effet de la variation de prix du pétrole sur le Produit Intérieur Brut.....7

1.2.2 L'effet de la variation de prix du pétrole sur la masse monétaire.....7

1.2.3 L'effet de la variation de prix du pétrole sur l'inflation.....8

1.2.4 L'effet de la variation de prix du pétrole sur le taux de change.....8

Section 2 : revue de littérature empirique.....8

2.1 Revue de littérature empirique sur la demande de monnaie.....8

2.1.1 Etude la demande de monnaie pour les pays africains.....10

2.1.2 Etude la demande de monnaie pour les pays asiatiques13

2.1.3 Etude la demande de monnaie pour l'Algérie.....14

2.2 Revue de littérature empirique sur les effets du prix du pétrole.....16

Conclusion

TABLE DE MATIERE

Chapitre 02 : Analyse de la politique monétaire en Algérie

Introduction

Section 1 : Analyse de la politique monétaire durant la période 1990-2013.....	18
1.1 L'évolution de taux d'inflation en Algérie.....	19
1.2 L'évolution de la masse monétaire en Algérie.....	20
1.3 L'évolution de PIB en Algérie.....	21
1.4 L'évolution de taux de change en Algérie.....	22
1.5 L'évolution de taux d'intérêt	23
1.6 L'évolution des prix du pétrole.....	24
Section 2 : Analyse de la politique monétaire durant la période 2013-2020.....	30

Conclusion

Chapitre 03 : Analyse économétrique la relation entre le prix de pétrole et la demande de la monnaie en Algérie

Introduction

Section 1 : Analyse descriptive des séries

1.1 Choix des variables	32
1.2 Présentation et analyse graphique des variables.....	33
1.3 L'étude de la stationnarité des séries.....	34
1.4 Choix de nombre de retard.....	35
1.5 Application de test de racine unitaire.....	36
1.6 Test de causalité de Granger.....	36

Section 2 : la méthode d'estimation des modèles

2.1 Détermination du nombre de retard optimal.....	37
2.2 Test de Johanssen.....	38
2.3 Estimation et interprétation des résultats du modèle VECM.....	38
2.4 Validation du modèle VECM.....	41

TABLE DE MATIERE

2.4.1	Test d'autocorrélation.....	41
2.4.2	Test d'hétéroscédasticité.....	42
2.4.3	Cercle de racine unitaire.....	42
2.4.4	Les fonctions de réponses impulsionnelles.....	43
2.4.5	La décomposition de la variance	44

Conclusion

Conclusion générale.....	47
---------------------------------	-----------

Bibliographie

Liste des tableaux

Liste des figures

Liste des annexes

Table des matières

Résumé

Résumé

L'objectif de ce travail est d'étudier et d'identifier la relation entre la demande de monnaie et le prix de pétrole en Algérie, notre analyse est faite en un type de modèle d'estimation : VECM, les variables choisies sont ; taux d'inflation, taux d'intérêt, la masse monétaire, taux de change le prix de pétrole, produit intérieur brut. A l'issue de cette étude, on a constaté que le prix de pétrole influence négativement la demande de monnaie.

Mots clés : demande de monnaie, prix de pétrole, Algérie, VECM.

Summary

The objective of this work is to study and identify the relationship between the demand for money and the price of oil in Algeria, our analysis is made in a type of estimation model: VECM, the chosen variables are; inflation rate, interest rate, money supply, exchange rate, oil price, gross domestic product. At the end of this study, it was found that the price of oil negatively influences the demand for money.

Keywords: money demand, oil price, Algeria, VECM.

ملخص

الهدف من هذا العمل هو دراسة وتحديد العلاقة بين الطلب على النقود وسعر النفط في الجزائر، ويتم تحليلنا في نوع من نموذج التقدير: نموذج متجه مع تصحيح الخطأ، والمتغيرات المختارة هي؛ معدل التضخم، معدل الفائدة، المعروض النقدي، سعر الصرف، سعر النفط، الناتج المحلي الإجمالي. في نهاية هذه الدراسة، وجد أن سعر النفط يؤثر سلبًا على الطلب على النقود.

الكلمات المفتاحية: الطلب على النقود، سعر النفط، الجزائر، نموذج متجه لتصحيح الخطأ