

Les déterminants de long terme et de court terme du taux de change du dinar Algérien (1970-2017) (Modele autoregressif a retards distribués).

Long-term and short-term determinants of the exchange rate of the Algerian dinar (1970-2017) (autoregressive model with delays distributed)

MADIOU-EP-MALEK, Lydia, * université Mouloud MAMMARI, Algérie, Email. madioulydia1@gmail.com

NEMIRI-EP-YAICI, Farida, Université de Bejaia, Algérie, Email : farida_nemiri@yahoo.fr

réception: 05/ 01/2022

Acceptation: 14/04/2022

Résumé: Ce travail consiste à déterminer à travers le modèle ARDL les variables les plus adéquates à l'économie algérienne qui influencent sur le taux de change. Les résultats établis sont analysés à travers une investigation utilisant la relation de long terme et de court terme qui suggèrent, que le produit intérieur brut, l'inflation, les réserves de change, le degré d'ouverture, la masse monétaire, les dépenses publiques et le prix de pétrole seraient les plus appropriés dans la détermination du taux de change à la période (1970-2017).

Mots Clés : Algérie; taux de change du dinar algérien ; cointégration ; autoregressif à retard distribué (ARDL).

JEL classifications codes : O55 ; C3 ; C33 ; C35.

Abstract: This work consists in determining, through the ARDL model, the most appropriate variables for the Algerian economy which influence the exchange rate. The established results are analyzed through an investigation using the long-term and short-term relationship which that the gross domestic product, inflation, foreign exchange reserves, the degree of openness, the money supply, public expenditure and the price of oil would be the most appropriate in determining the exchange rate for the period(1970-2017).

Keywords: Algeria; Algerian dinar exchange rate; cointegration; distributed delay autoregressive (ARDL).

JEL classifications codes: O55, C3, C33, C35.

I- Introduction:

L'effondrement du système de Bretton Woods(1970) a ouvert des perspectives à l'expérience des régimes de change flexibles. Cette expérience est intervenue dans un contexte de dynamique généralisée de la libéralisation des années soixante-dix. Cependant, l'engouement à cette tendance de libéralisation n'a pas persisté longtemps ; elle est aussitôt remise en cause, à partir des années 1980, du fait des taux élevés d'inflation des économies émergentes. Les années 1990 ont vu naître un débat formel sur les vertus et les limites des régimes de change, avec une emphase sur des solutions intermédiaires sur le continuum entre les deux extrêmes ou des solutions en coins (fixe et flottant purs). Il en résultait conceptuellement le développement d'une panoplie de régimes de change intermédiaires.

Aujourd'hui, le système monétaire international a un caractère hybride entre changes fixes et changes flottants. Les taux de change peuvent enregistrer des fluctuations quotidiennes en réponse aux forces du marché. Mais, ces flottements ne sont pas purs en raison des interventions des banques centrales sur les marchés[†] (Mishkin, 2007, p.646).

En Algérie, le régime de change adopté, au début des années quatre-vingt-dix, est un régime de flottement dirigé. Ce régime se situe entre les deux régimes extrêmes ; à savoir, le régime de parité fixe et le régime de taux de change flottant. Il s'écarte, ainsi, de la fixation purement administrative du taux de change sans, pour autant, abandonner totalement la détermination du taux de change aux seules forces des marchés internationaux. Cette relative flexibilité permet à la Banque d'Algérie d'ajuster le taux de change en fonction des déterminants structurels et macroéconomiques, internes et externes, tout en tenant compte des évolutions des taux de change des principales monnaies sur les marchés internationaux.

[†] Les banques centrales des pays à forte monnaie, interviennent pour limiter l'appréciation de leurs monnaies car elle nuit à la compétitivité de leurs entreprises. Les banques centrales des pays à faible monnaie interviennent pour limiter la dépréciation de leur monnaie pour limiter l'inflation.

Ainsi, la détermination du taux de change s'appuie sur les fondamentaux de l'économie nationale, identifiés comme étant : le différentiel de productivité, le différentiel d'inflation entre l'économie nationale et les pays partenaires, le degré d'ouverture de l'économie, le prix de pétrole, les dépenses publiques, la masse monétaire et les réserves de change. Notre travail a pour objet de mettre en exergue les déterminants du taux de change du dinar algérien et d'analyser les relations existantes entre ce dernier et ses déterminants fondamentaux. A cet égard :

La problématique:

Quels sont les principaux déterminants de long terme et de court terme du taux de change du dinar algérien ?

Hypothèses:

Les déterminants du taux de change sont de plus grande amplitude pour des variables macro économiques et des variables dépendant de ressources naturelles.

Les déterminants de long terme et de court terme permettent d'expliquer la fixation du taux de change du dinar algérien.

L'objectif de la recherche:

L'objectif recherché à travers ce papier est de construire et d'estimer un modèle empirique de détermination du taux de change.

L'importance de la recherche:

L'importance de la recherche est de construire un modèle qui étudie deux relations : une à court terme qui prend en compte le coefficient associé à la force de rappel, et l'autre à long terme qui prend en compte un terme de correction d'erreurs résultant d'une relation de co-intégration entre le taux de change, l'ouverture économique, la productivité, le taux d'inflation.

La méthodologie:

La méthodologie adoptée consiste à déterminer à travers le modèle ARDL les variables les plus adéquates à l'économie algérienne qui influencent sur le taux de change.

II- La base théorique de la recherche:

1. La relation entre le taux de change et les variables économiques

Plusieurs auteurs ont montré qu'ils existent des variables macroéconomiques qui impactent sur la détermination du taux de change. Mc Guirk (1983), Krugman (1983) et Golub (1983), ont été les premiers qui ont développé des modèles dans lesquels, les fluctuations des prix du pétrole génèrent des effets conduisant, par conséquent, à des ajustements des taux de change. Ces auteurs ont constaté l'importance et le poids du prix de pétrole dans les mouvements des taux de change. Théoriquement les prix du pétrole ont un impact significatif sur les taux de change, leur augmentation devrait induire une appréciation de la monnaie du pays exportateur. Le signe attendu du paramètre est négatif. Le prix d'un baril du pétrole est exprimé en dollar. Cette variable est naturellement l'un des fondamentaux clés qui devrait déterminer le taux de change. Autrement dit, une augmentation du prix du pétrole aura pour conséquence une dépréciation du dollar et une appréciation de la monnaie des pays producteurs du pétrole.

En Algérie, selon ACHOUCHE et KHERBACHI(2006), le secteur des hydrocarbures pourrait exercer, de multiples effets sur le taux de change réel. Selon eux, un choc exogène sur les prix du pétrole affecte le taux de change réel à travers deux canaux : le premier canal, consiste dans le choc de l'offre de monnaie nationale suite aux entrées de devises. Cela dépend des orientations de la politique monétaire en matière de volonté et de capacité de stérilisation. Dans le cas d'une monétisation des entrées de devises, ce qui est généralement le cas, le choc d'offre de monnaie induit une dépréciation nominale de la monnaie. Le deuxième canal, consiste dans le choc de la demande réelle. En effet, suite à l'afflux des devises, les dépenses publiques augmentent, engendrant une hausse de la demande pour le secteur des biens non échangeables. Ce choc de demande entraîne une hausse des prix du secteur abrité, si les capacités de réponse du système productif sont limitées. Ceci devrait engendrer une appréciation du taux de change réel (phénomène dutchdisease). Le différentiel important des prix attire les ressources vers le secteur abrité, des services

essentiellement, au détriment du secteur des biens échangeables. Mais, une fois le redéploiement effectué, la demande excédentaire satisfaite, les prix des biens non échangeables devraient baisser et engendrer une dépréciation réelle. L'effet résultant est donc ambigu.

Une littérature abondante a évalué l'impact du Produit Intérieur Brut dans la détermination du taux de change. Le PIB est considéré comme un indicateur de la santé et de la performance d'une économie. Il est défini par la valeur de production des biens et services réalisée par les agents économiques (ménages, entreprises, administrations publiques) résidant dans un pays. Le taux de croissance du PIB d'un pays est calculé habituellement en devise nationale et ainsi ajusté par le taux de change vers le dollar pour chaque année. Ainsi, toute augmentation de la production conduit à une diminution des importations et une augmentation des exportations. Cela conduit à une appréciation du dinar donc une appréciation du taux de change.

Dans la tradition Keynésienne, la hausse de la demande globale est censée accroître le PIB. Ceci entraîne alors les effets suivants en système de taux de change flottant : détérioration de la balance commerciale (les importations > exportations) qui va provoquer une augmentation de la devise étrangère contre la monnaie nationale, ce qui impliquera une dépréciation de la monnaie nationale ; l'augmentation du PIB provoque aussi une hausse du taux d'intérêt qui va attirer des capitaux dans le pays (augmentation de l'offre de devises étrangères contre la devise domestique) et donc une appréciation du taux de change.

Quant au degré d'ouverture de l'économie, il mesure le taux de participation d'un pays au commerce international de biens et de services. En effet, une amélioration du degré d'ouverture de l'économie algérienne entraînera une dépréciation de la valeur réelle de la monnaie nationale. Ainsi, l'ouverture de l'économie en Algérie déprécie son taux de change, tant que la libéralisation commerciale permet d'accéder à des biens importés à faibles prix. Théoriquement, la question du choix de régime de change est entamée dans le cadre de la théorie des zones monétaires

optimales des années 1960, où plusieurs déterminants du choix de régime de change sont définis ; telle quel'ouverture économique.

En effet, Eichengreen et Masson, (1998) considèrent que la grande ouverture de l'économie est associée à des taux de change variables afin d'amortir les chocs en provenance de l'extérieur. M. Mussa et al. (2000) affirment, aussi, que les taux de change variables sont plus favorables aux économies plus ouvertes car ils constituent un ajustement meilleur des chocs externes. De même, Levy-Yeyati et al. (2010) soutiennent empiriquement la théorie des zones monétaires optimales y compris le critère d'ouverture de l'économie.

Du point de vue théorique (Edwards (1989)), stipule qu'une croissance rapide de l'offre de monnaie induit une inflation élevée, c'est-à-dire renchérit le prix des biens mesuré en termes monétaires et cela implique une dépréciation de la monnaie, ou un accroissement du prix des devises étrangères par rapport à la monnaie nationale.

L'idée d'appréhender le taux de change en tant que prix relatif entre des biens trouve son origine dans les théories de l'échange international. Ces théories présentaient l'économie internationale comme un ensemble de marchés interdépendants dont l'ajustement est essentiellement réalisé par les prix. Gustav CASSEL promut alors l'utilisation de la PPA afin de fixer la parité par rapport à l'or, en compilant les taux d'inflation depuis 1914 et en se servant de ces différentiels. Au fait, il explique que la valeur externe de la monnaie (et donc son taux de change) est déterminée par son pouvoir d'achat interne, c'est-à-dire par la quantité de marchandises qu'elle permet d'acquérir. En effet, une inflation nationale supérieure à l'inflation étrangère doit déprécier le taux de change national ; à l'inverse, une inflation nationale inférieure à l'inflation étrangère doit apprécier le taux de change national.

Selon les cadres théoriques standards, qu'il s'agisse des modèles de cycles réels ou Keynésiens, l'inflation est supposée augmenter et le taux de change réel s'apprécier en réponse à une hausse des dépenses publiques. Toutefois, la littérature empirique obtient des résultats mitigés. S'agissant de l'inflation, Edelberg et al. (1999), Zeev et Pappa (2017) et Caldara et

Kamps (2017) montrent qu'un choc de dépenses publiques est inflationniste, mais Fatás and Mihov (2001), Canzoneri et al. (2002), Ricco et al. (2016), Jorgensen and Ravn (2019) obtiennent que ce même choc entraîne au contraire une baisse de l'inflation.

En ce qui concerne le taux de change réel, Kim et Roubini (2008) ont été les premiers à montrer que les expansions budgétaires entraînent une dépréciation du change. Ce résultat a été confirmé ensuite par Monacelli et Perotti (2010), Enders, Muller et Scholl (2011), Ravn, Schmitt-Grohe et Uribe (2012) ou Ilzetzki, Mendoza et Vegh (2013).

Quant aux réserves de change, qui sont des avoirs en devises étrangères (généralement le dollar US) et en or détenues par une banque centrale, elles sont utilisées par les autorités monétaires pour réguler les taux de change. C'est à dire que le taux de change d'une devise se calcule en tenant compte des réserves de capitaux des banques centrales. En revanche, si une devise est plus demandée qu'une autre, c'est le cas avec le dollar US, son cours aura tendance à augmenter. Donc, plus un pays aura des réserves en devises, plus le taux de change de sa monnaie nationale sera important par rapport à une autre devise dont les réserves sont moins importantes.

II- La méthodologie de la recherche empirique :

1. Présentation du modèle

Pour vérifier si des variables macroéconomiques ont un impact sur le taux de change en Algérie, nous allons estimer un modèle autorégressif à retards distribués, en sigle ARDL (Auto Regressive Distributed Lag model). Ce modèle, qui fait partie de la classe des modèles dynamiques, permet de capter les effets temporels (délai d'ajustement, anticipations, etc.) dans l'explication d'une variable. Dans un modèle dynamique, une variable dépendante (Y_t) peut être expliquée à la fois par :

- Ses propres valeurs décalées. Un tel modèle dynamique est appelé « modèle autorégressif » (AR) et peut s'écrire :

$$Y_t = a_0 + a_1 y_{t-1} + \dots + a_p y_{t-p} + \epsilon_t \text{ ou}$$

$$Y_t = \sum_{i=1}^p a_i y_{t-i} + \varepsilon_t \dots \dots \dots (1)$$

Avec $\varepsilon_t \sim \text{iid}(0, \delta)$: terme d'erreur.

• Des valeurs présentes des variables indépendantes (X_t) et leurs valeurs décalées dans le temps (X_{t-i}). Il s'agit ici des « modèles à retards échelonnés » (DL) qui ont la forme :

$$Y_t = \beta + b_0 X_t + \dots \dots \dots + B_q X_{t-q} + Z_t \text{ ou}$$

$$Y_t = \beta + \sum_{j=0}^q b_j X_{t-j} + Z_t \dots \dots \dots (2)$$

• Ses propres valeurs décalées, des valeurs présentes des variables indépendantes (X_t) et leurs valeurs décalées dans le temps (X_{t-i}). Ces types des modèles combinent les caractéristiques de deux modèles précédents et sont appelés « modèles autorégressifs à retards échelonnés ou distribués », en anglais « ARDL model ». Ci-dessous leurs formes:

$$Y_t = \varphi + a_1 y_{t-1} + \dots \dots \dots + a_p y_{t-p} + b_0 X_t \dots \dots \dots + B_q X_{t-q} + \varepsilon_t \text{ ou}$$

$$Y_t = \varphi + \sum_{i=1}^p a_i y_{t-i} + \sum_{j=0}^q b_j X_{t-j} + \varepsilon_t \dots \dots \dots (3)$$

L'on notera que « b_0 » traduit l'effet à court terme de X_t sur Y_t . Pour calculer l'effet à long terme de X_t sur Y_t (soit « λ »), partant de la relation de long terme ou d'équilibre suivante

$$Y_t = K + \lambda X_t + U, \text{ l'on fera :}$$

$$\lambda = \sum b_j / (1 - a_i)$$

Le modèle ARDL, qui hérite les caractéristiques des modèles AR et DL, souffre de certains problèmes économétriques qui compliquent son estimation par les Moindres Carrés Ordinaires (MCO) : colinéarité entre variables explicatives (modèle DL), autocorrélation des erreurs (modèle AR), etc., ce qui engendre généralement à l'utilisation de techniques d'estimation plus robustes.

Dans le cadre de cette étude, nous cherchons à saisir les déterminants du taux de change en tenant compte d'autres variables de contrôle indispensables dont l'influence améliore les résultats. Ces variables sont couramment utilisées dans bien d'études mettant en relation le taux de

change et le taux d'inflation (inf), le produit intérieur brut (pib), les réserves de change (rc), les dépenses publiques, le degré d'ouverture de l'économie (ouv), la masse monétaire (mm) et le prix de pétrole (pp).

Ainsi, nous nous proposons d'estimer un modèle ARDL pour la fonction suivante (forme fonctionnelle linéaire) :

$$Tch=f(\text{inf},\text{pib},\text{rc},\text{ouv},\text{mm},\text{pp}) \quad (4)$$

Ainsi, suite à la saisie des effets de court terme et ceux de long terme des variables explicatives ci-dessus sur le taux de change, la représentation ARDL de la fonction (4) sera :

$$\begin{aligned} \Delta TCR_t = & a_0 + \sum_{i=1}^p a_{1i} \Delta \text{inf}_{t-i} + \sum_{i=0}^q a_{2i} \Delta \text{pib}_t + \sum_{i=0}^q a_{3i} \Delta \text{rc}_{ti} \\ & + \sum_{i=0}^q a_{4i} \Delta \text{ouv}_{t-i} + \sum_{i=0}^q a_{5i} \Delta \text{mm}_{t-i} + \sum_{i=0}^q a_{6i} \Delta \text{pp}_{t-i} + b_1 \text{inf}_{t-1} + b_2 \text{pib}_{t-1} \\ & + b_3 \text{rc}_{t-1} + b_4 \text{ouv}_{t-1} + b_5 \text{mm}_{t-1} + b_6 \text{pp}_{t-1} + e_t \dots \dots \dots (5) \end{aligned}$$

Avec Δ :opérateur de différence première; a_0 :constante ; $a_1 \dots \dots a_6$: effets à court terme ; $b_1 \dots \dots b_6$ dynamique de long terme du modèle ; $e \sim \text{iid}(0, \delta)$: terme d'erreur (bruit blanc).

Ecrire un modèle ARDL comme ci-dessus (relation 5) suppose l'existence d'une relation de cointégration entre les variables qui conditionne même l'estimation des coefficients de court et long terme de ces variables.

La procédure du test est telle que l'on devra comparer les valeurs de Fisher obtenues aux valeurs critiques (bornes) simulées pour plusieurs. L'on notera des valeurs critiques que la borne supérieure (2ème ensemble) reprend les valeurs pour lesquelles les variables sont intégrées d'ordre 1 I(1) et la borne inférieure (1er ensemble) concernent les variables I(0). Ainsi :

Si Fisher > borne supérieure : cointégration existe

Si Fisher < borne inférieure : cointégration n'existe pas

Si borne inférieure <Fisher > borne supérieure : pas de conclusion.

Ce modèle aura la forme suivante dans le cadre de notre étude :

$$\Delta tch_t = a_0 + \sum_{i=1}^p a_{1i} \Delta inf_{t-i} + \sum_{i=0}^q a_{2i} \Delta pib_{t-i} + \sum_{i=0}^q a_{3i} \Delta rct_{t-i} + \sum_{i=0}^q a_{4i} \Delta ouv_{t-i} + \sum_{i=0}^q a_{5i} \Delta mm_{t-i} + \sum_{i=0}^q a_{6i} \Delta pp_{t-i} + \theta \mu_{t-1} + e_t \dots \dots \dots (6).$$

2. Données : nature et source

Les données utilisées dans cette étude sont annuelles et tirées des rapports de la Banque d’Algérie, du ministère des finances et de la Banque Mondiale. Ces données couvrent la période allant de 2000 à 2017. Le tableau ci-dessous renseigne sur les variables utilisées.

Tableau 1. Variables utilisées.

Variab les	Description	Effets attendus
TXCH	Le taux de change est la variable à expliquer, mesuré en % par rapport au dollar américain.	
PIB	Le Produit Intérieur Brut est exprimé en %.	-
RC	Les réserves de change peuvent permettre de stabiliser les taux de change. Elles sont évaluées en %.	-
INF	Le taux d’inflation est mesuré par la variation en % du niveau général des prix d’une période à l’autre.	+
MM	La masse monétaire exprimée en milliards de dinars	+
DP	Les dépenses publiques sont évaluées en milliards de dinars.	-
PP	Le prix de pétrole est exprimé en unité monétaire(USD)	-

Source : élaboré par nous-même (fondé sur la théorie)

2.1. Etude de la stationnarité des séries

Plusieurs tests aident à vérifier le caractère stationnaire ou non (existence d’une racine unitaire) d’une série : test d’Augmented Dickey-Fuller/ADF, test de Philippe-Perron/PP, test d’Andrews et Zivot/AZ. . Dans cette étude, nous avons fait recours aux tests ADF. Le tableau N°2 donne les résultats des tests Augmented Dickey-Fuller/ADF.

Tableau 2. Test Augmented Dickey Fuller

Variab les	Le modèle	coefficien ts	ADF	Test calculé P=5%	Prob	Ordre d'intégrati on
TCH	Avec constante et tendance	-0.585597	-3.175813	-3.5107	0.00	I(1)
INF	Avec constante et tendance	-0.547627	-2.334058	-3.526609	0.02	I(0)
PIB	Sans constante et sans tendance	0.003016	6.126292	-1.9481	0.00	I(0)
PP	Avec constante et tendance	-0.190987	-2.560619	-3.50850	0.01	I(0)
RC	Avec constante et tendance	-0.158268	-2.186650	-3.5085	0.01	I(0)
DP	Avec constante et tendance	-1.307846	-3.111362	-3.52078	0.00	I(1)
MM	Sans constante et sans tendance	0.007134	2.331911	-1.94814	0.02	I(0)
OUV	Avec constante et tendance	-0.147090	-2.095395	-3.51074	0.04	I(0)

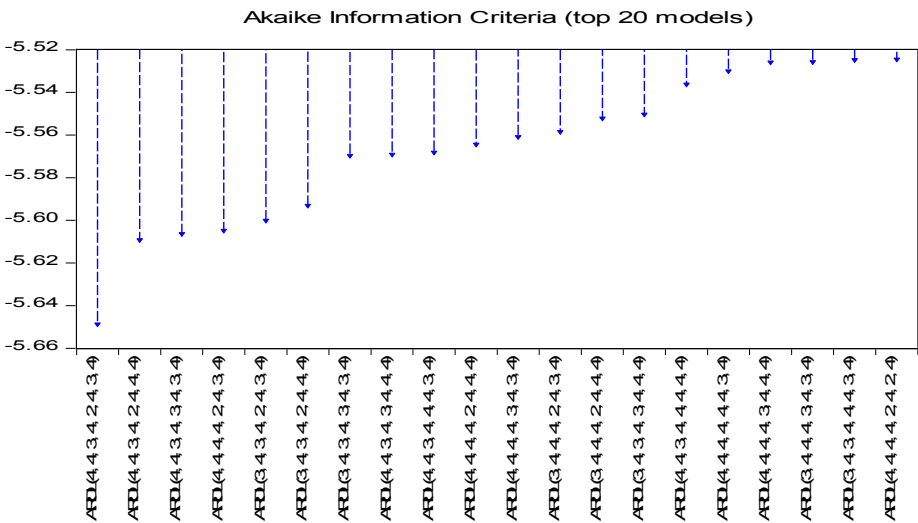
Source : Nos estimations sur Eviews10.

Les séries sont d'ordre un et zéro ce qui rend opportun le test de cointégration aux bornes.

2.2. Estimation du modèle ARDL

On va utiliser le logarithme, puisqu' il permet de palier au problème d'hétéroscédasticité. Ci-dessous les résultats d'estimation du modèle ARDL optimal retenu.

Fig.1. Résultat du critère d'information Schwarz



Source : Construit à partir du logiciel Eviews10.

A partir du graphe ci-dessus (selon le critère d'information Schwarz), le modèle ARDL (4, 4, 3, 4, 2, 4, 3, 4) est le meilleur modèle car la valeur du SIC est la minimale.

2.2.1. Coefficients de long terme

Le tableau 3 nous fournit les coefficients ou élasticités de long terme estimées.

Tableau 3. Les coefficients de long terme

Variable	Coefficients	Std.error	t-statistics	Prob
RC	-0.357778	0.081635	-4.382639	0.0023
PP	-0.425753	0.042349	-10.05355	0.0000
PIB	-4.184053	0.341776	-12.24210	0.0000
OUV	1.362543	0.196869	6.921078	0.0001
MM	1.902785	0.061638	30.87009	0.0000
INF	0.106252	0.013812	7.692976	0.0001
DP	-0.027355	0.007772	-3.519523	0.0079
C	22.18306	2.182184	10.16553	0.0000

Source : Nos estimations sur Eviews10.

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

$$\mathbf{TCH = -0.3578 RC - 0.4258PP - 4.1841 PIB + 1.3625 OUV + 1.9028 MM + 0.1063 INF - 0.0274 DP + 22.1831.}$$

Il est à noter que les coefficients estimés sont des élasticités car les variables du modèle sont prises en logarithme. Les coefficients positifs (négatifs) signifient que l'augmentation d'une variable a pour conséquence une hausse (baisse) de l'opportunité du régime de change flexible géré. Les variables estimées jouent un rôle important dans la détermination d'un régime de change car les coefficients sont statistiquement significatifs et leurs probabilités sont inférieures à 5%.

Le coefficient de la variable MM est significatif et de signe positif. Ainsi, toute augmentation de 1% de la masse monétaire suggère une augmentation de 1.9028% du taux de change. En effet, l'augmentation de la masse monétaire, sans contrepartie de production engendre une baisse de la valeur de la monnaie nationale ce qui implique une augmentation des prix à l'importation et ceci entrainera une inflation.

Ainsi, une croissance rapide de l'offre de monnaie induit une inflation élevée et cela implique une dépréciation de la monnaie, ou un accroissement du prix des devises étrangères par rapport à la monnaie nationale. Entre autre, à long terme toute augmentation de 1% de l'inflation va engendrer une augmentation de 0.1063% du taux de change (dépréciation). Le mécanisme de son affectation du taux de change est expliqué dans la théorie de la PPA. En effet, d'après la version absolue de la PPA, une baisse du pouvoir d'achat de la monnaie d'un pays, impliquant une augmentation du niveau général des prix, qui s'accompagne d'une dépréciation proportionnelle de la monnaie va impliquer une dépréciation du taux de change.

La variable DP est significative et de signe négatif. A long terme, une hausse permanente de l'offre de monnaie et/ou une baisse des dépenses publiques entraînent une baisse du taux de change. Dans le modèle de Mundell-Fleming, une hausse des dépenses publiques entraîne toujours une appréciation du taux de change.

La hausse d'une unité de la variable PIB engendre, quant à elle, une appréciation du taux de change du dinar. En effet, l'accroissement du PIB est accompagné d'un accroissement, beaucoup plus proportionnel des importations. C'est un effet d'éviction sur la production locale. Un fait comme celui-là devrait être corrélé à une dépréciation tendancielle de la monnaie nationale. L'augmentation du PIB engendre une diminution du taux de change du dinar par rapport au dollar. Ainsi, toute augmentation de la production conduit à une diminution des importations et une augmentation des exportations.

L'analyse des résultats montre que le coefficient associé à l'ouverture commerciale de l'Algérie est accompagnée d'une dépréciation du taux de

change. Par ailleurs, l'élasticité du taux de change par rapport à la politique commerciale algérienne est plausible, en s'inspirant de ce que prédit souvent la théorie économique, on constate qu'effectivement, une amélioration du degré d'ouverture de l'économie algérienne entraînera une dépréciation de la valeur réelle de la monnaie nationale.

Quant à l'augmentation d'une unité des prix pétroliers, elle engendre une appréciation considérable du taux de change de près de 4.18 unité. Ce résultat corrobore parfaitement avec ce que prédit la théorie. En effet, Le prix d'un baril du pétrole (PP) est exprimé en dollar. Cette variable est naturellement l'un des fondamentaux clés qui devrait déterminer le taux de change.

Ainsi, les prix du pétrole ont un impact significatif sur les taux de change réels, leur augmentation devrait induire une appréciation de la monnaie du pays exportateur. Une hausse de prix du pétrole provoque une augmentation des salaires dans le secteur des hydrocarbures, la hausse peut s'étendre à d'autres secteurs, conduisant à un accroissement du niveau général des prix dans le pays considéré, ce va engendrer une appréciation du taux de change.

Quant à l'augmentation d'une unité des réserves de change, elle engendre une dépréciation du taux de change de près de 0.35%. Cette dépréciation est induite par le fait que la Banque d'Algérie utilise activement ces réserves pour stabiliser la valeur du dinar. Ceci paraît cohérent aux enseignements de la théorie économique, qui, selon laquelle, un pays est constamment amené à intervenir pour maintenir la stabilité de la parité de sa monnaie en puisant de ses ressources en devises.

2.2.2. Test de cointégration

Les résultats de la procédure «Bounds test» est présenté dans le tableau ci-dessous :

Tableau 4. Résultat de la statistique de Bounds Test

Test statistique	Value	Signification	BorneI(0)	BorneI(1)
F-statistique	6.843383			
K	7			

Les valeurs critiques bounds		10%	1.92	2.89
		5%	2.17	3.21
		2.5%	2.43	3.51
		1%	2.73	3.9

Source : Nos estimations sur Eviews10.

Les résultats de la procédure « Bounds test » ci-dessus montrent que la statistique de Fisher ($F=6.843383$) est supérieure à la borne supérieure pour les différents seuils de significativité 1%, 2.5%, 5% et 10%. Donc, nous rejetons H_0 d'absence de relation de long terme et nous concluons à l'existence d'une relation de long terme entre les différentes variables. En d'autres termes, il existe une relation de cointégration entre les variables considérées.

2.2.3. Estimation de la relation de court terme

Le tableau 5 nous fournit les coefficients ou élasticités de court terme estimées.

Tableau 5. Les coefficients de court terme

Variable dépendante DTCH				
Variable	Coefficients	Std.Error	t-statistics	Prob
D(RC)	-0.194187	0.021415	-9.068034	0.0000
D(RC(-1))	-0.085104	0.019783	-4.301921	0.0026
D(RC(-2))	-0.011729	0.019617	-0.597905	0.5664
D(RC(-3))	-0.066035	0.013626	-4.846224	0.0013
D(PP)	-0.092538	0.022223	-4.164135	0.0031
D(PP(-1))	0.672246	0.065192	10.31176	0.0000

D(PP(-2))	0.211732	0.022653	9.346539	0.0000
D(PIB)	-1.379063	0.226805	-6.080394	0.0003
D(PIB(-1))	1.812980	0.309459	5.858554	0.0004
D(PIB(-2))	4.231296	0.335288	12.61989	0.0000
D(PIB(-3))	1.135883	0.246385	4.610194	0.0017
D(OUV)	-0.159023	0.105352	-1.509449	0.1696
D(OUV(-1))	-2.076669	0.203372	-10.21121	0.0000
D(MM)	0.253362	0.092279	2.745609	0.0252
D(MM(-1))	-1.633133	0.180409	-9.052386	0.0000
D(MM(-2))	-1.318291	0.108416	-12.15959	0.0000
D(MM(-3))	-1.019682	0.171406	-5.948920	0.0003
D(INF)	0.071297	0.009786	7.285622	0.0001
D(INF(-1))	-0.127026	0.015836	-8.021528	0.0000
D(INF(-2))	-0.035724	0.008966	-3.984199	0.0040
D(DP)	0.020933	0.004664	4.488685	0.0020
D(DP(-1))	0.042100	0.005219	8.066481	0.0000
D(DP(-2))	0.019181	0.004910	3.906652	0.0045
D(DP(-3))	0.031964	0.005385	5.935427	0.0003

CointEq(-1)*	-1.616799	0.145675	-11.09869	0.0000
--------------	-----------	----------	-----------	--------

Source : Nos estimations sur Eviews10.

A partir des résultats obtenus, nous constatons que le coefficient associé à la force de rappel est négatif (-1.616799). Il existe donc un mécanisme à correction d'erreur. Ce mécanisme indique la convergence des trajectoires de la série du TC vers la cible de long terme.

S'agissant de la masse monétaire, celle-ci exerce un effet positif (0.25%). Mais, cet effet devient négatif après une année (-1.63% à t-1, -1.31% à t-2). Ce résultat s'explique par le fait que l'augmentation de la masse monétaire au cours de l'année t, permet de stabiliser le taux de change durant la même année puisque ces liquidités vont servir au financement du déficit budgétaire. Au-delà d'une année, l'accroissement de la masse monétaire en circulation sans contrepartie réelle dans l'économie, engendre à moyen terme de l'inflation. Ceci impacte négativement le taux de change et favorise donc son appréciation.

A court terme, l'élasticité du PIB comporte le signe attendu. Ce coefficient reflète le rôle de cette variable dans la stabilisation de la conjoncture économique. En effet, la chute du prix pétroliers a conduit à une dépréciation du dinar vis-à-vis du dollar, pour pouvoir maintenir la dépense publique à un niveau élevé et soutenir de ce fait la production. Cependant, sa capacité de stabilisation est très faible (0.1%) au cours de l'année t, et devient relativement plus stabilisatrice au fil du temps jusqu'à atteindre (0.26%) au cours de l'année t-3.

L'augmentation du prix de pétrole engendre une augmentation (dépréciation) du taux de change au cours de l'année t-1 et t-2. L'économie algérienne étant une économie mono exportatrice basée essentiellement sur les hydrocarbures, et puisque les recettes reçues des exportations du pétrole sont encaissées par l'administration publique, cela accroît les dépenses publiques et conduit à des effets sur le taux de change (augmentation), qui est l'un des instruments les plus importants de la politique économique d'un pays ouvert sur l'extérieur.

L'impact du degré d'ouverture de l'économie algérienne exerce un effet négatif et significatif à t-1 et t-2. Il est devenu conventionnel que l'ouverture d'une économie fasse promouvoir le taux de change. Une telle relation est considérée même comme un fait stylisé. La nature du lien entre échange extérieur et croissance se précise par l'entremise du taux de change. Un taux de change bas permet d'accroître les exportations par effet de compétitivité, leur développement desserre la contrainte extérieure et permet d'importer du capital non produit localement, ce qui favorise la croissance.

Quant aux réserves de change, à court terme, elles exercent un effet négatif sur le taux de change. Toute augmentation de 1 % du taux de change engendre à t-1 et t-3 une baisse de 0.085 et 0.066. Cet effet n'est pas significatif à t-2. En effet, en utilisant ses réserves de change, une banque peut influencer sur les taux de change. C'est ainsi que la Banque d'Algérie peut intervenir momentanément pour soutenir la valeur de sa monnaie : en utilisant ses réserves de change, elle favorise l'appréciation (diminution) du taux de change.

2.2.4. La validation du modèle

La validation du modèle se réfère à divers tests statistiques de spécification pour vérifier si le modèle est congru, c'est-à-dire qu'il ne peut être mis à défaut.

Tableau 6. Résultats des tests diagnostiques du modèle ARDL estimé

Hypothèse du test	Tests	probabilité
Autocorrélation	Breusch-Godfrey	0.024
Hétéroscédasticité	Breusch-Pagan-Godfrey	0.81
Normalité	Jarque-Bera	0.614919

Source : nos estimations sur Eviews 10.

La probabilité associée à la statistique de Jarque-Bera 0.61 est supérieure à 0,05. L'hypothèse de normalité des résidus est vérifiée. Nous

pouvons donc conclure que les résidus de l'estimation du modèle de long terme sont des bruits blancs.

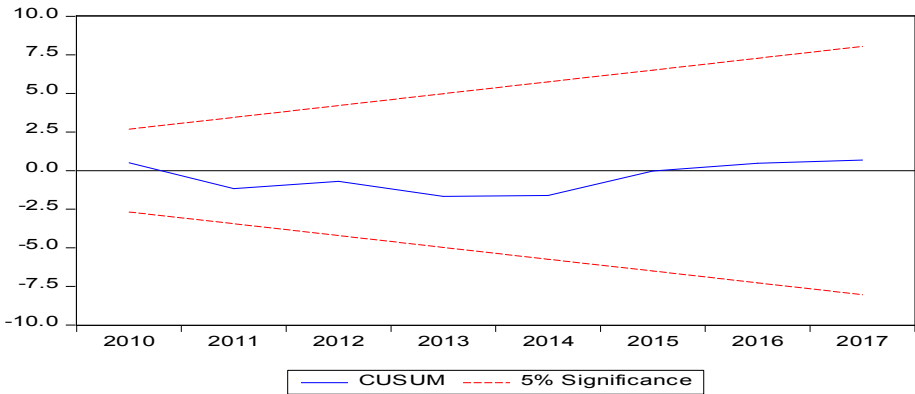
D'après ce tableau 6 la probabilité du test Breusch-Pagan-Godfrey est bien supérieure à 0,05 ce qui confirme l'absence d'hétéroscédasticité.

Ainsi, suite aux résultats des tests de validation du modèle présentés précédemment, notre modèle est validé sur le plan statistique. Le modèle ARDL (3, 3, 4, 1, 1) estimé est bien spécifié.

2.2.5. Tests de stabilité du modèle

Pour vérifier le degré de stabilité du modèle, nous utilisons le test suivant :

Fig.2.2. Test de stabilité (Cusum)



Source : Nos estimations sur Eviews10.

Nous observons sur la graphique que le CUSUM est à l'intérieur de corridor. Ce test nous permet de dire que la relation est stable.

Conclusion

Cet article a tenté de déterminer les variables macroéconomiques qui influencent sur la détermination du taux de change en Algérie. Dans ce contexte, nous avons cherché à identifier les déterminants du taux de change pour l'Algérie, en se basant sur des approches théorique qui sont en vogue dans la littérature économique. Le modèle ARDL qui a été appliqué

sur les données de l'Algérie s'étalant sur la période 1970-2017. Pour ce faire, nous avons procédé à l'analyse empirique en s'inspirant de l'estimation de la relation de long terme, suivie du test de co-intégration et de l'estimation de la dynamique de court terme.

Les résultats de l'estimation du modèle ARDL sont très concluants. Toutes les estimations ont démontré que les coefficients des paramètres estimés sont statistiquement significatifs. Une relation de long terme a été relevée entre le taux de change et ses déterminants. Ceci nous a permis de conclure que les variables retenues (le taux d'inflation, les dépenses publiques, les réserves de change, la masse monétaire, l'ouverture économique, le produit intérieur brut) ont une influence non négligeable dans la détermination d'une politique de change en Algérie.

Notre étude démontre qu'une augmentation du produit intérieur brut, une amélioration du niveau des réserves de change et un accroissement des prix pétroliers entraînent une appréciation à long terme du taux de change. En revanche, un accroissement de la masse monétaire suivie d'un accroissement du taux d'inflation et une hausse de degré d'ouverture commerciale et des dépenses publiques entraînent une dépréciation de la valeur du taux de change.

Une relation de court terme a été également relevée. En effet, l'augmentation de la masse monétaire permet de stabiliser le taux de change, ce qui engendre à moyen terme de l'inflation. Par ailleurs, l'augmentation du prix de pétrole engendre une augmentation (dépréciation) du taux de change. Le degré d'ouverture de l'économie algérienne exerce un effet négatif et significatif. C'est un résultat attendu et assez intuitif car il est généralement admis que l'ouverture d'une économie fasse promouvoir le taux de change. Enfin, on remarque que les interventions de la Banque d'Algérie à travers les réserves de change favorisent l'appréciation (diminution) du taux de change, ce qui est aussi admis dans la littérature économique.

Références bibliographiques

1. Banque d'Algérie (2012), **Evolution économique et monétaire en Algérie**, rapport 2011
2. Banque d'Algérie(2010), **Evolution économique et monétaire en Algérie**, rapport 2009.
3. Banque d'Algérie (2007), **Evolution économique et monétaire en Algérie**, rapport 2006.
4. Banque d'Algérie(2004), **Evolution économique et monétaire en Algérie**, rapport 2003.
5. Banque d'Algérie(2002), **Evolution économique et monétaire en Algérie**, rapport 2001.
6. Bourbonnais R (2015), **Econométrie**, 9ème édition Dunod, Paris.
7. Caldara D, Kamps C (2017), The Analytics of SVARs: A Unified Framework to Measure Fiscal Multipliers. **Review of Economic Studies**. 84:1015–1040.
8. Canzoneri M.B, Cumby R.E, DibaB.T (2002), **should the European Central Bank and the Federal Reserve be concerned about fiscal policy? Proceedings** - Economic Policy Symposium - Jackson Hole. 333–389.
9. Edelberg W, Eichenbaum M, Fisher J.D (1999), Understanding the Effects of a Shock to Government Purchases. **Review of Economic Dynamics**. 2: 166–206.
10. Eichengreen B, al. (1998), Exit Strategies: Policy Options for Countries Seeking Greater Exchange Rate Flexibility, **IMF Occasional Paper**.
11. Edwards S. (1989), **Real Exchange Rates Devaluation and Adjustment: Exchange Rate Policy in Developing Countries**. Cambridge: Mass: MIT Press.371p.
12. Enders Z, Muller G.J, Scholl A(2011), How do fiscal and technology shocks affect real exchange rates?: New evidence for the United States. **Journal of International Economics**. 83:53–69.

13. Fatás A, Mihov I, (2001a), **Fiscal policy and business cycles: An empirical investigation. Moneda Y Credito.** 212: 167–210.
14. GOLUB S, (1983), Oil Prices and Exchange Rates, **The Economic Journal**, vol 93, n° 371: 576-593.
15. Ilzetzki E, Reinhart C.M, Rogoff K.S (2017), the Country Chronologies to Exchange Rate Arrangements into the 21st Century: Will the Anchor Currency Hold? NBER Working Papers 23135. National Bureau of Economic Research, Inc. Jaimovich, N., Rebelo, S., 2009. Can news about the future drive the business cycle?. **American Economic Review** 99: 1097–1118.
16. Jorgensen P, Ravn S, (2019), The Inflation Response to Government Spending Shocks: A Fiscal Price Puzzle? Kim, S., 2015. Country characteristics and the effects of government consumption shocks on the current account and real exchange rate. **Journal of International Economics** .97, 436–447.
17. Kherbachi H, al (2006), **Estimation d'une fonction de demande de monnaie en Algérie**, Les Cahiers du CREAD, N°75.
18. Kim S, Roubini N, (2008), Twin deficit or twin divergence? Fiscal policy, current account, and real exchange rate in the U.S. **Journal of International Economics**. 74: 362–383.
19. Levy Yeyati, al(2010), Sur l'endogénéité des régimes de change , **European Economic Review** , Elsevier, vol. 54, 5 :659-677.
20. MC GUIRK (1983), **Oil Price Changes and Real Exchange Rates Movements among Industrial Countries**, FMI, Staff Papers, 30: 843-883.
21. Mishkin F, al (2007, **Monnaie, banque et marchés financiers**, Nouveaux horizons, 8 ème édition, Paris.
22. Monacelli T, Perotti R(2008), Openness and the Sectoral Effects of Fiscal Policy. **Journal of the European Economic Association**. 6: 395–403.

