

Effet des régimes de change sur les variables macroéconomiques en Algérie

The effect of the exchange rate regime on the macroeconomic variables in Algeria

Dr. Rafika ZIDAT ¹	Dr. Nassira AMIA
rafika.zidat@univ-bejaia.dz	nacira_h@live.fr
Laboratoire d'Economie et Développement, Faculté Sciences économiques, commerciales, et des sciences de gestion, Université de Bejaia, Algérie.	Laboratoire d'Economie et Développement, Faculté Sciences économiques, commerciales, et des sciences de gestion, Université de Bejaia, Algérie.

Soumis le : 27/04/2021

Accepté le : 11/06/2021

Publié le : 30/06/2021

Résumé:

L'objectif de ce travail de recherche est d'étudier l'effet des régimes de change adoptés par l'Algérie sur les variables macroéconomiques essentielles au développement économique ; à savoir : le PIB, l'inflation et le chômage, sur la période 1988-2017. Pour cela, nous avons, d'abord, fait recours à l'analyse en composante principale (ACP), dans l'objectif de mettre en exergue les corrélations importantes et d'éliminer les variables redondantes. Par la suite, nous avons effectué des régressions linéaires qui nous ont permis de déceler les effets de différents régimes de change, qu'adoptait l'Algérie durant la période 1988-2017, sur le PIB, l'inflation et le chômage. Notre contribution stipule, donc, que le régime de change intermédiaire (flottant géré) apporte de meilleurs résultats en termes de PIB et d'inflation par contre le régime de change rigide est accompagné par une meilleure performance des taux de chômage.

Mots clés: Régimes de change, inflation, PIB et chômage.

Code Jel : B22, C10, C22, E24, E31, E42, F31, F41

Abstract: The purpose of this research work is to study the effect of the exchange rate regimes adopted by Algeria on the macroeconomic variables essential to the economic

¹Dr. Rafika ZIDAT, Rafika.zidat@univ-bejaia.dz, Laboratoire d'Economie et Développement, Faculté Sciences économiques, commerciales, et des sciences de gestion, Université de Bejaia, Algérie

development, namely: GDP, inflation and unemployment, over the period 1988-2017. That's why, we, first, used principal component analysis (PCA), in order to highlight important correlations and eliminating redundant variables. After that, we used linear regression models which allowed us to detect the effects of different exchange rate regimes that Algeria adopted during the period 1988-2017 on GDP, inflation and unemployment. Our contribution therefore, states that the intermediate exchange rate regime (managed float) brings better results in terms of GDP and inflation. Whereas, the rigid exchange rate regime is accompanied by a better performance of unemployment rates.

Key words: Exchange rate regimes, inflation, GDP and unemployment.

JEL Classification Codes: B22, C10, C22, E24, E31, E42, F31, F41

Introduction:

L'effet macroéconomique des régimes de change demeure une question des plus considérées en finance internationale. En effet, les variables macroéconomiques au sein des économies à marchés ouverts sont considérablement affectées par le type régime de change adopté. Il est vrai que l'effondrement du système de Bretton Woods (1970) a déclenché une tendance à l'expérience des régimes de change flexibles. À partir des années 80, les pays émergents ont enregistrés de très hauts taux d'inflation, ce qui a très vite remis en cause cet engouement au régime de change flexibles. Ainsi, à partir des années 90 les débats, sur les avantages et limites des régimes de changes, se sont accentués. Effectivement, de ces discussions résulte une batterie de régime allant du fixe au flottant en passant par les régimes intermédiaires.

La politique de change est une composante de la politique économique qui vise à déterminer ou à influencer le taux de change de la monnaie nationale dans le but d'atteindre les objectifs du carré magique de Kaldor (croissance économique, plein-emploi, stabilité des prix et équilibre extérieur). La politique de change en Algérie a aussi connu plusieurs adoption de différents régime : de la fixité au flottement dirigé. Ceci dit, nous allons nous focaliser sur l'impact de ces variations de régimes de change sur les variables macroéconomiques. Dans ce contexte s'inscrit plusieurs études empiriques étayant l'effet des régimes de change sur certaines variables macroéconomiques. A vrai dire, certains travaux tiennent en compte, dans leur démarche, plusieurs agrégats macroéconomiques, essentiellement, les taux d'inflation et la croissance économique. Tandis d'autres sont plus concis en analysant l'effet des régimes de change sur un seul agrégat macroéconomique (soit l'inflation, la croissance ou le chômage).

Toutefois, dans notre revue de littérature empirique, nous exposons, d'abord, les études qui ont pris en considération les agrégats : inflation et croissance économique comme variables à expliquer. En effet, El (Achnab.H et al (2016)) ont procédé par des données de panel sur un échantillon de 28 économies émergentes sur la période 1985-2000. Leur objectif est de savoir quel est l'effet des régimes de change sur la croissance économique dans un contexte de stratégie de ciblage d'inflation. Ils sont arrivés à la conclusion selon laquelle le ciblage d'inflation est une stratégie complémentaire au choix du régime de change flexible. A vrai dire, ce dernier est accompagné par de meilleurs résultats en termes d'inflation et améliore le taux de croissance économique. Quant à (Bleary. M, et Francisco. M (2007)), ils ont fait recours à la classification officielle des régimes de change et à quatre classifications *de facto* afin d'étudier leur relation avec le taux d'inflation et la croissance économique. A cet effet, leur étude porte sur 91 économies développées durant la période 1984-2001. Ils ont conclu que les régimes de change flexibles sont joints à des taux de croissances économiques similaires aux régimes à ancrage souples. Toutefois, ces derniers enregistrent des taux d'inflation légèrement plus élevés. Par ailleurs, les deux auteurs stipulent que les régimes de change fixes rigides enregistrent des taux d'inflation plus faibles et une croissance plus lente que les autres régimes. (Levy-yeyati.E et Sturzenegger (2001)) ont analysé l'effet des régimes de change sur l'inflation, le taux de croissance de la masse monétaire, les taux d'intérêt réels et la croissance du PIB.

Tout d'abord, ils ont constaté que les pays non industriels, avec des régimes de change fixes (à échéance de 5ans ou plus) sont relativement associés à des taux d'inflation impubères au coût d'un ralentissement de la croissance économique. A contrario, ces mêmes économies enregistrent une inflation plus considérable à l'égard des régimes de change flexibles. Cependant, les régimes de change fixes (< 5ans) sont nettement moins performants, en terme de gain d'inflation, que les régimes de change flottants.

Par la suite, au sein des pays industriels, les auteurs constatent qu'il n'existe pas de relation entre régime de change et performances économique. Par contre le lien est plus important, au sein des économies non industrielles, en termes de gain d'inflation, lorsque le régime fixe est adopté pour une période de 5ans ou plus.

D'après les résultats des travaux cités, les régimes de change flexibles procurent de meilleurs performances en termes de croissance que les régimes fixes et à ancrage souples. S'agissant des taux d'inflation, les régimes de change rigides gratifient de meilleures portées.

Par ailleurs, d'autres travaux analysent l'effet des régimes de change sur une seule variable macroéconomique. Ceci dit, (Dao Thi-Thieu Ha et NgaThi Hoang (2020)) dans leur contribution sur l'effet des régimes de change sur la croissance économique, les auteurs ont fait recours à la méthode des moments généralisés (GMM) sur des données de panel des économies asiatiques durant la période (1994-2016). Selon ces auteurs, les économies adoptants des régimes de change moins flexibles (intermédiaires) enregistrent des taux de croissance plus élevés. Dans une autre étude des effets de régime de change sur la croissance économique, une nouvelle base de données de régime de change *de facto* a été conçue par (Jeffrey et al (2019)) pour 145 pays pendant la période post BrettonWoods (de 1974 jusqu'à 2018). Les auteurs ont constaté que les régimes de change intermédiaires sont associés à des taux de croissance plus intéressants que ceux associés à des régimes flexibles et fixes purs. Ils ont ainsi remis en cause les théories de bipolarisation et de peur de flottement. Toutes fois et contrairement aux recherches antérieures, les auteurs annoncent que les régimes de change *de facto* relativement fixes sont associés à des taux de croissance plus élevés. Quant à Dieudonné (2006), il a étudié l'impact des régimes de change sur la croissance économique (volatilité de la production) sur la base de 69 pays en développement pendant la période 1972-2001. L'auteur avance que les régimes de change flottants sont préférables pour atténuer la volatilité du PIB. Bailliu et al (2001) ont fait appel à des données longitudinales de 25 pays émergents qui s'étendent sur la période 1973-1998. Les résultats de leur investigation montrent que les régimes de change flottants sont accolés à une croissance économique importante.

L'apport des travaux portant l'effet des régimes de change sur la croissance économique sont convergent en tenant compte de la classification officielle des régimes de change. A vrai dire les régimes de change flexibles, issus de la classification *De Jure*, sont plus attrayants en matière de croissance économique. Par contre, les études s'appuyant sur la classification *De Facto* divergent des premiers résultats². A vrai dire, les régimes de change *de facto* relativement fixe apportent de meilleurs résultats en termes de croissance économique.

Cependant, plusieurs contributions font référence à l'impact des régimes de change sur l'inflation comme variable objective de l'analyse. A cet effet, El Hamianikhatat.M et al (2020), dans leur document de travail pour le FMI, ils ont mis en évidence l'existence d'une marge de manœuvre de la politique monétaire sous l'ancrage d'un régime de change. Ce travail analyse, aussi, la conception et la mise en

² Résultats issus de l'utilisation de la classification officielle.

œuvre de la politique monétaire. De ce fait, les auteurs avancent la possibilité d'utilisation du taux de change comme instrument de la politique monétaire. Un ancrage du taux de change est donc associé à un taux d'inflation ciblé sous condition d'un équilibre budgétaire, des conditions monétaires favorables et l'adéquation des réserves de change avec l'objectif d'ancrage. Jeffrey, F (2017) propose, quant à lui, un régime de change opportun pour les pays exportateurs du pétrole qui optimise les taux d'inflation. Ce régime permettrait à ces économies de faire face à la volatilité des prix du pétrole et aux chocs réels (commerciaux). Le régime est appelé « Currency-plus-Commodity Basket(CCB). L'objectif étant de fixer la monnaie nationale par rapport à un panier de monnaie de ses principaux partenaires commerciaux plus les exportations en hydrocarbures. L'analyse a pris en considération six pays du Golf durant la période de « sous-évaluation » de leur monnaie. Le taux de change était donc en dessous de ce qu'il aurait été sous le nouveau régime de change (CCB) proposé par l'auteur. Ces économies étaient caractérisées par une inflation élevée et un déséquilibre du solde extérieur. Inversement, le taux de change de ces économies en période de « surévaluation » l'auteur suppose, ainsi, que le taux de change était en dessus de ce qu'il aurait été sous le régime (CCB). Ces économies ont été caractérisées par une inflation anormalement faible et une balance des paiements réduite. Jeffrey, F (2017) suggère, ainsi, l'adoption du régime CCB vu qu'il offre de meilleurs résultats en termes d'inflation et d'équilibre du solde extérieur. Bleaney.M, et Francisco, M (2003) ont utilisé un échantillon de 102 pays en développement durant la période 1984-2000 afin de discerner la relation qui pourrait exister entre les régimes de change et les taux d'inflation. Ils confirment l'existence d'une étroite causalité entre les régimes fixes rigides et les taux d'inflation relativement bas. Par conséquent, les auteurs affirment que le choix entre régimes fixes et flottants est déterminé par le niveau des taux d'inflation.

Ainsi, le régime de change fixe est considéré plus adéquat pour un ciblage de taux d'inflation, quoique dans une analyse relative aux pays exportateurs du pétrole, comme l'Algérie, Jeffrey, F (2017) suggère un nouveau régime de change nommé « Currency-plus-Commodity Basket(CCB).

La relation entre les régimes de change et le taux du chômage est une problématique rarement apprivoisée par les scientifiques en la matière. D'ailleurs, l'une des premières contributions qui traite la relation entre régime de change et le chômage est celle de FELDMANN.H (2013). Dans son analyse il se focalise, essentiellement, sur l'effet qu'exercent les différents régimes de change sur le

chômage. L'auteur s'est donc appuyé sur des données de 78 pays pendant la période 1980-2008. Il conclut son étude par l'apport positif des régimes de change fixes sur les taux de chômage. Toutes fois le choix du régime de change dépend de plusieurs ingrédients pour aboutir à de meilleures performances économiques. De même Belke, Setzer, (2004), ils considèrent que la volatilité du taux de change met en péril le fonctionnement du marché de travail. Effectivement, leur analyse sur les pays de l'Europe centrale et orientale (PECO) suscite leur réticence aux régimes de change flexibles qui infèrent un accroissement des taux de chômage.

A la suite de ces travaux, nous constatons un éventuel effet négatif des régimes de change flexibles sur le taux de chômage.

C'est dans cette perspective que notre analyse se situe en s'interrogeant sur les effets de ces différentes politiques en termes de change sur les variables clés de l'économie à savoir : les taux d'inflation, le PIB et le chômage. De cet état de fait, nous allons, donc, essayer dans notre travail d'esquisser quelques interrogations élémentaires liées à l'effet des politiques de change sur les variables macroéconomiques en Algérie. A cet effet, nous allons, d'abord, faire recours, dans notre recherche, à l'analyse en composante principale (ACP) afin d'explorer toutes les variables macroéconomiques élémentaires à notre analyse et d'éviter les variables redondantes. Généralement, cette méthode est utilisée en amont d'une régression.

Par la suite, nous allons faire recours aux modèles de régressions, dans le but d'analyser les effets des différents régimes de change, adoptés par l'Algérie, sur le PIB, le taux d'inflation, et le chômage, durant la période 1988-2017.³

Les variables macroéconomiques : nomenclature des variables empiriques exploitées

Nous avons opéré un large éventail de variables macroéconomiques relevant des objectifs ultimes de la politique économique :

Le Produit intérieur brut réel :

Le produit intérieur brut réel est une mesure du produit intérieur brut (PIB) « en volume », c'est-à-dire mesuré à prix constants. Les évolutions du PIB liées à la variation des prix (inflation ou baisse des prix) sont ainsi neutralisées, ce qui permet une mesure de la croissance économique. Dans notre travail le PIB est donc constant avec l'année de référence 2010 en USD, (*PIB*).

Les réserves de change :

Les réserves de change sont des avoirs en devises étrangères et en or détenues par une

³ Le régime de change fixe est adopté par les autorités monétaires algérienne, durant la période d'analyse, de 1988 jusqu'à 1994. Quant au régime flottant géré, il est adopté de 1995 jusqu'à 2017.

banque centrale. Elles prennent généralement la forme de bons et obligations du Trésor d'États étrangers, ce qui permet à ces réserves de rapporter un intérêt. Elles sont utilisées par les autorités monétaires pour réguler les taux de change. Les réserves de change sont, donc dans notre analyse, en USD. (*Réserves*).

L'inflation :

Taux de perte du pouvoir d'achat de la monnaie se caractérisant par une augmentation générale et constante des prix. Pour calculer le taux d'inflation, on se sert de l'indice des prix à la consommation. Cette variable est, donc en %.(*TINF*).

Le taux de chômage :

Le taux de chômage est le pourcentage des personnes faisant partie de la population active qui sont au chômage. La population active est la population en âge de travailler et qui travaille ou souhaite travailler. IL est en pourcentage de la population active. (*TCHO*).

La masse monétaire :

La masse monétaire est une mesure de la quantité de monnaie dans un pays ou une zone économique. Il s'agit de l'ensemble des valeurs susceptibles d'être converties en liquidités, ainsi que l'agrégat de la monnaie fiduciaire, des dépôts bancaires et des titres de créances négociables, tous susceptibles d'être immédiatement utilisables comme moyen de paiement. Nous avons choisi M2 qui correspond à la part de pièces et billets en circulation plus les dépôts à terme inférieurs ou égaux à deux ans et les dépôts assortis d'un préavis de remboursement inférieur ou égal à trois mois. (*M2*).

Le taux de change :

Le taux de change de l'unité de monnaie locale par USD (la moyenne pour la période) et c'est un taux de change coté à l'incertain. (*TC*). Les données s'étalent sur la période 1988-2017. Elles sont issues de la base de données d'Indicateurs de développement dans le monde de la banque mondiale.

L'ANALYSE EN COMPOSANTE PRINCIPALE (ACP) :

L'analyse en composante principale est l'une des méthodes de l'analyse des données. Elle permet aux chercheurs de réduire le nombre de variables et de rendre l'information moins redondante. Effectivement, L'ACP est généralement utilisée en amont d'une régression.

En effet, nous avons, d'abord, fait recours à cette méthode dans l'objectif de déceler toute les corrélations élémentaires entre le taux de change, qui est l'instrument phare de la politique de change, d'une part, et les variables macroéconomiques d'autre part.

Par la suite, nous allons éliminer toute variable à faible corrélation avec le taux de change. Autrement dit, les variables redondantes seront détectées à l'aide de la matrice des corrélations. Cette dernière est un résultat primordial dans ce type d'analyse(ACP).A travers cette analyse, nous avons sommes parvenus au résultat suivant :

La matrice des corrélations :

Le premier résultat intéressant à analyser est la matrice descorrélations. Le tableau représente, donc, une matrice avec des coefficients de corrélation entre toutes les variables : r, qui varie entre 0 et 1, et avec un signe positif ou négatif (+/-).

Tableau N°1 : Matrice de corrélation

Variables	TINF	TCHO	M2	TC	PIB	Réserves
TINF	1	0,445	0,063	-0,611	-0,540	-0,442
TCHO	0,445	1	0,343	-0,392	-0,814	-0,855
M2	0,063	0,343	1	-0,112	-0,313	-0,257
TC	-0,611	-0,392	-0,112	1	0,825	0,604
PIB	-0,540	-0,814	-0,313	0,825	1	0,889
Réserves	-0,442	-0,855	-0,257	0,604	0,889	1
<i>Les valeurs en gras sont différentes de 0 à un niveau de signification alpha=0</i>						

Source : Établie par les auteurs.

Le *tableau N° 1* nous donne une visibilité sur toutes les liaisons existantes entre les variables utilisées dans notre analyse. De ce fait, les coefficients de corrélations proches de **1** signifient une forte relation entre les deux variables en question. Cependant, les coefficients proches de **0** nous avisent sur la non liaison des deux variables. Par ailleurs, le signe du coefficient nous informe sur le sens de la liaison entre deux variables.

Ainsi, nous relevons une forte corrélation positive entre le taux de change et le PIB qui est de l'ordre de **0,825**.Ceci dit, une augmentation du taux de change est suivie par une hausse du PIB. Inversement, la diminution du taux de change sera accompagnée d'une diminution du PIB. Effectivement, au sein de l'économie algérienne toute hausse du taux de change du dinar coté à l'incertain⁴accompagné d'une augmentation du PIB qui est accompagnée par une hausse beaucoup plus proportionnelle des importations. Ceci est, à vrai dire, expliqué par ZIDAT. R et Achouche, M (2018)par l'effet d'éviction sur la production locale. Ce constat soutient, donc, le coefficient de corrélation important entre le taux de change et le PIB en

⁴Une augmentation du taux de change du dinar coté à l'incertain se traduit par une dépréciation de la monnaie.

Algérie.

A contrario, une appréciation (baisse) du taux de change sera, d'après, le coefficient de corrélation traduite par une baisse du PIB. Il est vrai, qu'une appréciation d'une monnaie entraîne une baisse des recettes d'exportation de la production locale. Ainsi, cette situation entraîne automatiquement une baisse du PIB à travers la diminution des exportations de la production locale.

La liaison du taux de change avec le taux d'inflation est avec un coefficient de corrélation de -0,611. Cette corrélation moyennement importante et négative s'explique par l'évolution des deux variables dans deux sens différents. Autrement dit, lorsque l'une augmente, l'autre diminue. Cette relation est expliquée par l'importance des volumes d'importation affectée par les variations des taux de change. La production locale ne satisfait pas les besoins de consommation des produits de bases (huiles, blés, sucre...etc.). De cet état de fait, une augmentation du taux de change (dépréciation) devrait s'accompagner d'une augmentation des taux d'inflation hors en Algérie, le taux d'inflation est calculé sur la base de l'indice des prix à la consommation. Ce dernier est déterminé à travers un panier de consommation constitué essentiellement des produits de base subventionnés par l'état.⁵

Nous constatons une très faible corrélation entre le taux de change et le taux de chômage avec $r = -0,392$ et une corrélation presque nulle entre le taux de change et la masse monétaire $M2$ $r = -0,112$. D'après donc la matrice des corrélations, le taux du chômage et la masse monétaire ne sont pas en liaison direct avec le taux de change en Algérie, durant la période 1988-2017.

Le cercle des corrélations :

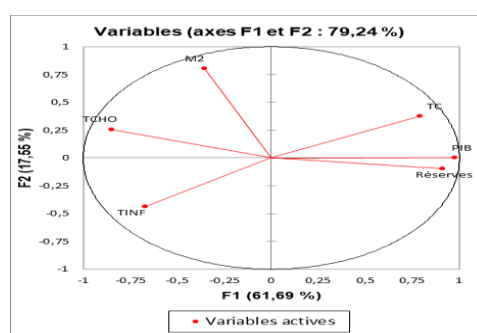
Il correspond à une projection des variables initiales sur un plan à deux dimensions constituées par les deux premiers facteurs⁶. Lorsque les variables sont loin du centre du graphique nous déterminons plusieurs situations. D'abord, si les variables sont proches les unes par rapport aux autres, alors elles sont positivement corrélées (r proche de +1). Par contre si elles sont situées en orthogonales, les unes par rapport aux autres, nous avançons, donc, qu'elles sont non-corrélées (r proche de 0). Cependant, si les variables sont symétriquement opposées par rapport au centre, alors elles sont négativement corrélées (r proche de -1).

⁵ZIDAT, R et Mousli, A. (2014). « Politique monétaire et taux de change en économie ouverte : cas de l'Algérie ». In *revue Valaque d'études économiques*, volume 5, n°02, page 71, Roumanie

⁶ À chaque valeur propre correspond un facteur. Chaque facteur est en fait une combinaison linéaire des variables de départ. Les facteurs ont la particularité de ne pas être corrélés entre eux.

Lorsque les variables sont relativement proches du centre du graphique, alors toute interprétation serait hasardeuse, et il est nécessaire de se référer à la matrice de corrélations pour interpréter les résultats.

Figure N° 1 : Cercle des corrélations



Source : Etablie par les auteurs

La figure, ci-dessus, est la représentation graphique de la matrice des corrélations. Toutes les variables sont bien représentées sur le cercle des corrélations. Ceci dit, toutes les variables sont éloignées du centre.

Nous constatons, également, une interdépendance entre toutes les variables. Cependant la masse monétaire M2 est en orthogonale avec le taux de change, la liaison entre ces deux variables est, donc, très faible. Cette relation peut être expliquée par la faible convertibilité de la monnaie locale. Quant à la relation entre les réserves de change et le PIB, elle est considérablement importante. En effet, le PIB, en Algérie, est constitué de plus de 90% des recettes de l'exportation des hydrocarbures ce qui implique forcément la hausse des réserves de change.

Modélisation de l'effet macroéconomique des régimes de change en Algérie:

Après avoir effectué l'ACP, nous avons pu constater qu'il n'existe pas de redondances dans le choix des variables macroéconomiques préétablies.

Pour estimer l'impact des différents régimes de change, durant la période 1988-2017, sur les variables macroéconomique en Algérie, nous avons fait recours au modèle de régression linéaire estimé par la méthode des moindres carrés ordinaires. A cet effet, nous avons utilisé une variable discrète $x_t(REGIME)$ qui prend une valeur égale à *un* si le *régime de change fixe* est choisi durant la période t et égale à *zéro* si le *régime de*

change flottant géré est choisi.

En utilisant le logiciel « Eviews 8.0 » nous ferons une régression linéaire reliant chaque variable, comme variable dépendante au régime de change, comme variable explicative. Ceci dit, l'objectif est de détecter les effets de cette dernière sur les différentes variables macroéconomiques considérées dans l'analyse.

Présentation de la régression linéaire multiple :

La régression multiple consiste à modéliser une variable Y en fonction de plusieurs variables explicatives $X_1, \dots, X_p$. Le modèle est une généralisation de la régression linéaire simple. On observe des réalisations indépendantes avec :

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 x_{i1} + \dots + \beta_p x_{ip} + \varepsilon_i, \quad i = 1, \dots, n,$$

Y : La variable dépendante

β : Les paramètres

x_i : représente la valeur i pour la variable explicative x .

ε : Les erreurs de spécification

La méthode d'estimation de la régression linéaire, adoptée dans notre recherche est la méthode des moindres carrés ordinaire (MCO).

Estimation du modèle de régression multiple :

Dans l'objectif de modéliser l'effet des différents régimes de change qu'a adopté l'Algérie durant la période 1988-2017, nous avons procédé à la simulation de modèles linéaires pour chaque variable macroéconomique. Chacune de ces dernières est considérée comme variable endogène expliquée par le régime de change adopté durant la période 1988-2017.

L'effet des régimes de change sur le PIB :

Le PIB est, généralement, scruté comme un taux caractéristique de la croissance économique. A cet effet, nous allons considérer le *PIB* comme variable dépendante, représentative, de la croissance économique. Le *REGIME*, *RESERVE*, *TCHO*, *TINF* et *M2* comme variables explicatives. L'objectif étant de déterminer *l'influence des régimes de change adoptés en Algérie sur la croissance économique (PIB)* durant la période 1988-2017.

Les résultats de la régression sont représentés dans le tableau N°2. L'estimation du modèle par la méthode des moindres carrés ordinaires, nous donne l'équation suivante

$$\begin{aligned} \text{PIB} = & 1.437 - 6.321(\text{REGIME}) + 36936.63(\text{RESERVE}) - 2.001(\text{TCHO}) \\ & - 2.026(\text{TINF}) + 2.105(\text{M2}) \end{aligned}$$

i) *Validation statistique du modèle :*

Le tableau N° 2 récapitule les résultats de l'estimation du modèle de régression

linéaire durant la période 1988-2017. La technique d'estimation est celle des moindres carrés ordinaires sur un échantillon de 29 observations. Les estimateurs des coefficients de *TCHO* et de *M2* sont non significatifs. En effet leur P-Value respectives (0.33 et 0.74) est supérieure au risque $\alpha = 0.1$.

Cependant, le reste des variables (*REGIME*, *TINF* et *RESERVE*) sont significatives. Autrement dit, leurs probabilités sont inférieures au seuil de 10%. La constante est statistiquement significative, la p-value calculée (0.009) est inférieure au seuil de 10%.

La F-Statistique teste la significativité globale du modèle. La statistique calculée de Fischer est de 28.1 que nous comparons à la F-tabulée au seuil de 95% qui est égale à $2.321 < 28.1$. Ainsi l'hypothèse $H_0 : \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_k = 0$ est rejetée ; et le modèle comporte au moins une variable explicative significative.

Le coefficient de détermination (R^2) étant égal à 85%, la qualité d'ajustement est, donc, bonne. Ce test valide, ainsi, globalement, statistiquement, ce modèle.

La validation du modèle est, aussi, opérée à travers les tests sur les résidus. Le test de normalité de Jarque-Bera et le test d'hétéroscédasticité de White reportés, respectivement, dans la figure N° 2 et tableau N° 3. Les résultats affirment que les résidus suivent une loi normale⁷ et sont homoscedastiques⁸⁹.

ii) Interprétation économique des résultats :

Le coefficient négatif associé à la variable qualitative *REGIME* (codifié 0 et 1) signifie que le régime de change fixe adopté par les autorités monétaires algérienne avant 1995, a pour conséquence une baisse du taux de croissance économique en Algérie (PIB). En effet, le signe négatif associé à la variable muette régime de change, signifie que le régime de change fixe affecte négativement la croissance économique en Algérie durant la période d'analyse. Ainsi, nous noterons que le régime de change fixe en Algérie engendre une baisse du PIB. Effectivement, l'étude de Zidat, R et Achouche, M (2018), moyennant un modèle logit- binaire durant la période 1970-2010, pour le choix d'un régime de change optimal en Algérie, affirment que l'adoption d'un régime de change flottant géré stimule la croissance économique en Algérie. L'augmentation du PIB réel engendre, ainsi, une préférence pour le choix d'un régime de change flottant administré. Cela s'explique par la réaction instantanée des régimes flexibles quant aux chocs réels ; alors qu'en régime fixe la réaction des

⁷La statistique de JarqueBera JB est 5.955707 est inférieure à 5,99. Nous acceptons donc l'hypothèse H_0 : les données suivent une loi normale.

⁹Nous constatons que la probabilité est égale à 0.6699, qui est supérieure à 0.05, donc nous acceptons H_0 : modèle homoscedastique (Prob>0.05).

prix est lente.

Ceci dit, après l'année 2010, les prix du baril du pétrole ont enregistré une baisse drastique. A cet effet, les recettes en hydrocarbures ont considérablement baissées et l'engagement de l'Algérie pour maintenir le régime de change fixe poussera le gouvernement à compenser la différence entre le taux choisis et le taux réel via les réserves de change¹⁰. L'adoption d'un régime de change flottant géré favorise, donc, la croissance économique en Algérie durant la période 1988-2017.

L'effet des régimes de change sur le taux du chômage (TCHO) :

Pour des fins de modélisation de cet effet, nous allons considérer le taux de chômage comme variable dépendante. Cette dernière sera développée à travers le *REGIME*, *PIB*, *RESERVE*, *TINF* et *M2*.

Les résultats de la modélisation, de l'effet des régimes de change sur le taux de chômage, en Algérie, durant la période 1988/2017, sont reportés dans le **tableau N° 4**.

L'estimation du model nous donne, donc, l'équation suivante :

$$TCHO = -8.705 (REGIME) - 1.939 (PIB) - 8.570 (RESERVE) + 0.214 (TINF) + 0.073 (M2) + 25.442$$

i) Validation statistique du modèle :

A travers les résultats du **tableau N° 4**, nous constatons que la p-value de la constante *C* et des coefficients des variables *TINF*, *RESERVE* et *REGIME* sont significativement inférieures au seuil critique $\alpha = 10\%$. Autrement dit, ces variables ont un impact significatif sur le taux de chômage.

Quant à la statistique calculée de Fischer qui est de **29.24**, elle est supérieure à la F-tabulée au seuil de 95% qui est égale à 2.621. Ceci dit, le modèle admet au moins une variable explicative significative.

La qualité d'ajustement du modèle est bonne¹¹ ce qui nous permet la validation statistique globale du modèle.

Les résultats des tests de normalité de jarque-Bera et d'hétéroscédasticité de White reportés, respectivement, dans la **figure N° 3** et **tableau N° 5**, affirment que les résidus suivent une loi normale et sont homoscedastiques.

ii) Interprétation économique des résultats :

Dans toutes ces interactions entre le taux de chômage et les variables utilisées, ce qui

¹⁰ Constituées essentiellement des recettes en hydrocarbure.

¹¹ Le coefficient de détermination (R^2) étant égal à 85,9%

nous intéresse le plus est la portée de la variable *REGIME* sur *TCHO*. A partir de la simulation reportée dans le **tableau N° 4**, le signe négatif du coefficient de la variable *REGIME* suppose une préférence au régime de change fixe, vu que ce régime induit une baisse du taux de chômage.

Effectivement, la volatilité des taux de change a un effet négatif sur le marché du travail au sein des économies en voie de développement, particulièrement, les pays où les importations représentent une grande partie du panier de consommation domestique. Selon BELKEET.A et al(2004) la variabilité des taux de change peut avoir un effet négatif sur le chômage vu que les marchés financiers des économies émergentes sont les moins développés.

L'instabilité des taux de change aura, donc, un impact néfaste sur les entreprises importatrices des produits de consommation à travers l'inexistence des outils de couverture de risque de change suite aux marchés d'opérations à terme non opérationnels. Cette situation pousse ces entreprises à la minimisation de leurs coûts fixes à travers la réduction de la masse salariale et par conséquent une augmentation du taux de chômage. Par ailleurs, un régime de change fixe éludera le scénario d'accroissement du taux de chômage.

L'effet des régimes de change sur le taux d'inflation (TINF) :

Nous tenterons la détermination de l'impact des régimes de change fixe et flottant sur les taux d'inflation. L'estimation du modèle nous donne l'équation suivante :

$$TINF = 10.25(REGIME) - 7.13(PIB) + 1.035(RESERVE) + 0.778(TCHO) - 0.0401(M2) - 7.035$$

i) Validation statistique du modèle :

Dans le souci de validation statistique du modèle en question, nous devons, dans un premier temps, tester la significativité des paramètres à travers le test des probabilités. Et dans un deuxième temps, nous testerons la significativité globale du modèle à travers le test de Fischer et le coefficient de détermination R^2 .

D'après les résultats d'estimation reportés dans le **tableau N°6**. La P-Value des coefficients des variables *REGIME*, *PIB*, *RESERVE* et *TCHO* sont, significativement, inférieurs au risque $\alpha = 10\%$. Par contre la *C* et *M2* sont non significatifs¹². Par ailleurs, la F-statistique est égale à 9,16 que l'on compare à la statistique lue dans la table de Fischer (2.62). À travers ce teste, nous concluons que le modèle est globalement significatif puisqu'il existe au moins une variable significative au sein du modèle en question. Quant au coefficient de détermination R^2 , il est égal à 65%, nous pouvons

¹²Leur P-VALUE est supérieure à 10%

avancer que l'ajustement du modèle est bon. De même, les résultats des tests sur les résidus sont significatifs. D'après le teste de normalité de Jarque-Bera et d'homoscédasticité (Figure N°4 et *tableau* N°7) les résidus suivent une loi normale et sont homoscédastiques.

iii) Interprétation économique des résultats :

Le signe positif associé au coefficient de la variable dummy *REGIME* est expliqué par le fait que le régime de change fixe induit une hausse des taux d'inflation durant la période d'analyse.

Le régime de change est l'une des prérogatives rudimentaires de toutes économies avec un degré d'ouverture sur le reste du monde élevé. Il est vrai que l'Algérie s'aligne sur ce type d'économie basée sur des exportations des hydrocarbures¹³ et une ration importante d'importation des produits de consommation. De cette occurrence, nous constatons que les recettes du gouvernement sont majoritairement issues des revenus d'exportations, libellées en devises. A ce niveau, le taux de change est un ingrédient irréfutable dans la prise de décision, en finance gouvernementale.

Les autorités monétaires, donc, dans le souci du maintien du régime fixe, elles épuisent ses réserves de change afin de préserver sa parité de change constante par rapport aux monnaies de ses partenaires commerciaux. Cette situation crée une pression sur le marché de change via la dévaluation du dinar. Cet ultimatum rend les produits importés plus chers ce qui infère une hausse d'inflation. A ce stade, les coûts d'ajustement des taux d'inflation en régime de change flexibles sont moins importants que les coûts de stabilisation des taux de change.

Les crises de change¹⁴ qui ont cahoté les économies à régime de change fixes en sont une incontestable référence en termes de choix d'un régime de change qui optimise les performances économiques.

Conclusion:

Notre investigation est axée autour de quelques interrogations qui se rapportent à l'impact des régimes de change sur les variables macroéconomiques en Algérie pendant la période 1988-2017. Afin d'apporter des éléments de réponse à notre interrogation, de départ, nous avons, d'abord, utilisé une analyse en composante principale (ACP) pour les différentes variables macroéconomiques et le taux de change afin de déceler d'éventuelles liaisons et/ ou convergence et d'éliminer les variables redondantes. Ensuite, nous avons effectué des régressions linéaires sur les

¹³ A raison de 98% du PIB issus des recettes des hydrocarbures

¹⁴ Crise de change du Mexique en 1994, de l'Asie du Sud-Est en 1997, du Brésil en 1999, Équateur en 1999, Turquie en 2001 et Argentine en 2002.

équations qui exposent les variables à expliquer¹⁵ en fonction des variables exogènes particulièrement la variables dummy *REGIME* qui prend la valeur *0* si le régime de change est flottant administré et la valeur *1* si le régime est fixe.

Les principales conclusions auxquelles nous sommes parvenues, à l'issue de notre étude, sont les suivantes :

Dans un premier temps, l'analyse en composante principale, nous a opiné la ratification des variables utilisées dans la présente investigation. Effectivement, en projetant les variables sur les deux axes factoriels retenus, nous constatons l'inexistence de variables redondantes, sur le cercle des corrélations.

Deuxièmement, la régression linéaire avec la méthode des moindres carrés ordinaires, nous a permis de déceler l'effet des régimes de change adoptés par l'Algérie, durant la période d'analyse, sur les variables clés de l'économie, à savoir : le PIB, le chômage, et l'inflation.

Le régime de change fixe provoque une baisse du produit intérieur brut, durant la période 1988-2017. Ce résultat corrobore parfaitement avec les contributions de Jeffrey, F (2019) et Dao Thi-Thieu Ha et Nga Thi Hoang (2020). Selon ces derniers les régimes de change fixes entravent l'accroissement du PIB et donc les régimes de change intermédiaires sont plus bénéfiques. Notre postulat, donc, n'est que la résultante de l'épuisement des réserves de change pour soutenir la parité fixe du Dinar algérien. Par ailleurs, les prix des hydrocarbures ont enregistré une baisse drastique dès l'année 2010. Cette chute en valeur cause, donc, la baisse des réserves de change. Par conséquent, le régime de change flottant géré aurait de meilleurs effets sur le PIB dans de telles circonstances, où l'économie est majoritairement dépendante des recettes en hydrocarbures.

Quant à la variable taux d'inflation, elle est en hausse sous un régime de change fixe, selon les portées de notre simulation qui confirme l'apport de l'analyse de Lévy-Yeyati, E, et Sturzenegger (2001) sur les économies non industrialisées où l'adoption de régime de change fixe est accompagnée par un accroissement de taux d'inflation. Par contre El Hamiani Khatat, M et al (2020) stipule que les régimes de change fixes sont associés à des taux d'inflation relativement bas.

Les réserves de change algériennes constituées, essentiellement, des recettes des hydrocarbures, sont épuisées dans le souci du maintien du taux de change fixe vis-à-vis des partenaires commerciaux. Il est vrai que la pression sur le marché de change aboutit à une dévaluation de la monnaie locale. Cette injonction rend les produits à la

¹⁵ Les différentes variables macroéconomiques énumérées dans le manuscrit.

consommation (essentiellement importés) plus chers, provoquant, ainsi, une hausse de l'inflation. A ce niveau, les coûts de stabilisation des taux d'inflation sous un régime flottant géré sont moins importants que les coûts du maintien des taux de change fixes.

D'après nos résultats, le régime de change fixe permet une canalisation du taux de chômage au sein d'une économie où les importations des produits de consommation représentent une partie très importante dans le panier de consommation. La volatilité des taux de change rend, ainsi, les entreprises vulnérables face une absence de couverture de risque de change. Les entreprises, lestées par les coûts fixes, discernent une solution idoine pour amoindrir le risque de dissolution. L'issu est, donc, la réduction de la masse salariale qui se traduit par une hausse du taux de chômage. Ainsi, nos résultats rejoignent les aboutissements des travaux de Feldmann, N (2013) et BelkeSetzer (2004).

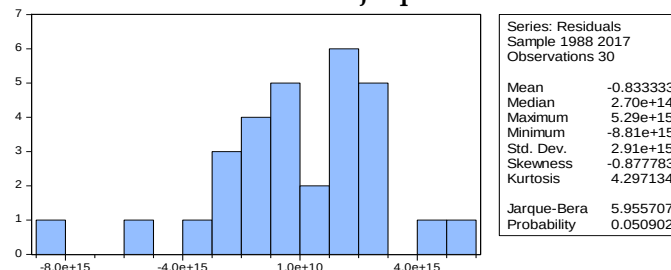
Annexes :

Tableau N° 2 : Estimation du modèle de régression multiple PIB

Dependent Variable: PIB Method: Least Squares Date: 06/20/19 Time: 10:12 Sample: 1988 2017 Included observations: 30				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
REGIME	-6.32E+15	2.49E+15	-2.535422	0.0182
RESERVE	36936.63	22105.04	1.670960	0.1077
TCHO	-2.00E+14	2.03E+14	-0.984558	0.3347
TINF	-2.03E+14	1.01E+14	-2.013910	0.0554
M2	2.11E+13	6.44E+13	0.327069	0.7465
C	1.44E+16	5.08E+15	2.828842	0.0093
R-squared	0.854111	Mean dependent var	1.00E+16	
Adjusted R-squared	0.823717	S.D. dependent var	7.61E+15	
S.E. of regression	3.19E+15	Akaike info criterion	74.41514	
Sum squared resid	2.45E+32	Schwarz criterion	74.69538	
Log likelihood	-1110.227	Hannan-Quinn criter.	74.50479	
F-statistic	28.10169	Durbin-Watson stat	0.801691	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Source : Etablie par l'auteur à partir du logiciel Eviews

Figure N° 2 : Test de normalité de jarque-Bera sur les résidus (PIB)



Source : Réalisation établie par l'auteur à partir du logiciel Eviews

Tableau N° 3 : Test d'hétéroscédasticité de White (PIB)

Heteroskedasticity Test: White			
F-statistic	0.586405	Prob. F(19,10)	0.8480
Obs*R-squared	15.81003	Prob. Chi-Square(19)	0.6699
Scaled explained SS	16.68089	Prob. Chi-Square(19)	0.6115

Source : Réalisation établie par l'auteur à partir du logiciel Eviews

Tableau N°4 : Estimation du modèle de régression multiple Taux de chômage

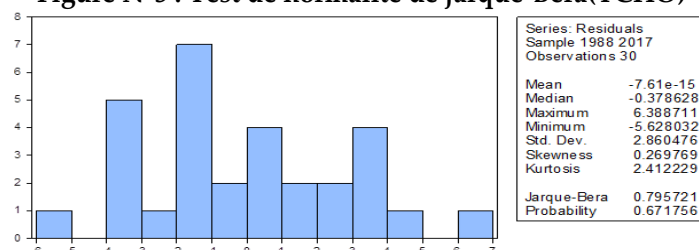
Dependent Variable: TCHO
Method: Least Squares
Date: 06/20/19 Time: 10:13
Sample: 1988 2017
Included observations: 30

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
REGIME	-8.705323	2.116128	-4.113797	0.0004
PIB	-1.94E-16	1.97E-16	-0.984558	0.3347
RESERVE	-8.57E-11	1.49E-11	-5.746051	0.0000
TINF	0.214193	0.097756	2.191085	0.0384
M2	0.073447	0.061716	1.190069	0.2457
C	25.44277	2.530398	10.05485	0.0000

R-squared	0.859015	Mean dependent var	18.88620
Adjusted R-squared	0.829643	S.D. dependent var	7.618182
S.E. of regression	3.144356	Akaike info criterion	5.305952
Sum squared resid	237.2874	Schwarz criterion	5.586191
Log likelihood	-73.58928	Hannan-Quinn criter.	5.395603
F-statistic	29.24609	Durbin-Watson stat	0.854120
Prob(F-statistic)	0.000000		

Source : Réalisation établie par l'auteur à partir du logiciel Eviews

Figure N°3 : Test de normalité de jarque-Bera(TCHO)



Source : Réalisation établie par l'auteur à partir du logiciel Eviews

Tableau N° 5 : Test d'hétéroscédasticité de White (TCHO)

Heteroskedasticity Test: White

F-statistic	1.058034	Prob. F(19,10)	0.4831
Obs*R-squared	20.03410	Prob. Chi-Square(19)	0.3925
Scaled explained SS	9.053675	Prob. Chi-Square(19)	0.9726

Source : Réalisation établie par l'auteur à partir du logiciel Eviews

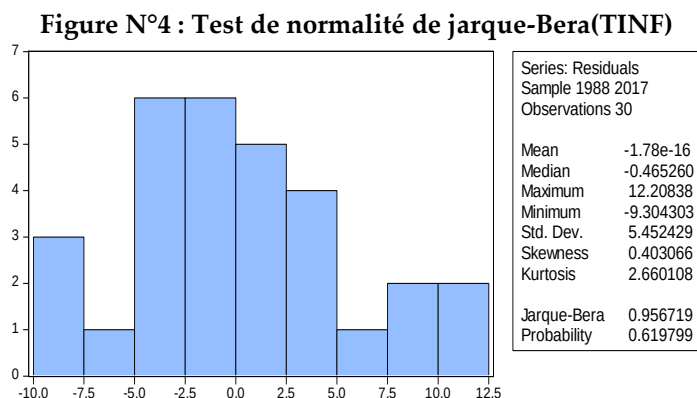
Tableau N° 6 : Estimation du modèle de régression multiple inflation

Dependent Variable: TINF
Method: Least Squares
Date: 06/20/19 Time: 10:14
Sample: 1988 2017
Included observations: 30

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
REGIME	10.25214	4.833546	2.121039	0.0444
PIB	-7.13E-16	3.54E-16	-2.013910	0.0554
RESERVE	1.04E-10	3.84E-11	2.696115	0.0126
TCHO	0.778231	0.355180	2.191085	0.0384
M2	-0.040150	0.120783	-0.332413	0.7425
C	-7.035132	10.91790	-0.644367	0.5254

R-squared	0.656376	Mean dependent var	9.108477
Adjusted R-squared	0.584788	S.D. dependent var	9.301400
S.E. of regression	5.993540	Akaike info criterion	6.596098
Sum squared resid	862.1406	Schwarz criterion	6.876338
Log likelihood	-92.94147	Hannan-Quinn criter.	6.685749
F-statistic	9.168758	Durbin-Watson stat	1.020665
Prob(F-statistic)	0.000055		

Source : Réalisation par l'auteur à partir du logiciel Eviews



Source : Réalisation par l'auteur à partir du logiciel Eviews

Tableau N°7 : Test d'hétéroscédasticité de White (TINF)

Heteroskedasticity Test: White

F-statistic	4.071412	Prob. F(19,10)	0.0137
Obs*R-squared	26.56581	Prob. Chi-Square(19)	0.1152
Scaled explained SS	14.11267	Prob. Chi-Square(19)	0.7771

Source : Réalisation par l'auteur à partir du logiciel Eviews

Références:

1. Ansgar, Belke et Ralph, Setzer, (2004). « Incertitude sur le taux de change et chômage dans les pays candidats : un argument pour l'euroïisation ? ». In *Économie&prévision*, N 163, P 63-74.
2. Bailliu, J., R. Lafrance et J.-F. Perrault (2001). « Régimes de change et croissance économique dans les marchés émergents ». In : *Les taux de change flottants : une nouvelle analyse, actes d'un colloque tenu à la Banque du Canada*, novembre 2000, Ottawa, Banque du Canada, p. 347-377.
3. Bleaney.M, et Francisco, M, (2007). « Exchange Rate Regimes, Inflation and Growth in Developing Countries – An Assessment ». In *The B.E. Journal of Macroeconomics*, V 7: Iss. 1 (Topics), Article 18.
4. Bleaney.M, et Francisco, M, (2003). « Exchange Rate Regimes and Inflation: Only Hard Pegs Make a Difference ». In *The Canadian Journal of Economics*, N°38, (November 2005), p. 1453-1471. Canada.
5. Dao Thi-Thieu Ha et NgaThi Hoang, (2020). « Exchange Rate Regime and Economic Growth in Asia: Convergence or Divergence ». In *Journal of Risk and Financial Management*, N°13(1), 9. Ho Chi Minh City 70000, Vietnam.
6. Dieudonné, E.O, (2006). « Effets réels des régimes de change dans les pays en développement ». In *l'actualité économique*, N°82, Issue 3, septembre 2006, P. 319–340. Université du Québec à Montréal.
7. El HamianiKhatat.M, et al (2020). « Monetary Policy under an Exchange Rate Anchor ». In *International Monetary Fund*, WP/20/180. September 4, 2020.
8. Feldmann, H, (2013). « Exchange Rate Regimes and Unemployment ». In *Open Economies Review*, Volume 24.

9. FMI. (2008). *Rapport annuel sur les accords d'échange et les restrictions d'échange*. <https://doi.org/10.5089/9781451942804.012>.
10. Jeffrey, F et al (2019). « The Impact of Exchange Rate Regimes on Economic Growth with Continuous Classification of de facto Regimes ». In *Harvard University*.
11. Jeffrey, F (2017). « The Currency-Plus-Commodity Basket; A Proposal for Exchange Rates in Oil-Exporting Countries to Accommodate Trade Shocks Automatically ». In *Center for International development at Harvard University*, working papers 333.
12. Jendoubi El Achhab, H, (2016). « Exchange Rate Regime, Inflation Targeting and Macroeconomic Performance ». In *International Journal of Economics and Finance*, N° 8. Canada.
13. Levy-Yeyati, E, et Sturzenegger, F (2001). « Exchange rate regimes and economic performance ». In *International Monetary fund*, N°47.
14. Site officiel de La Banque d'Algérie. Consulté 13 mai 2019, à l'adresse <https://www.bank-of-algeria.dz/>
15. World Bank. (2019). World Bank Open Data | Data. Consulté 20 mai 2019, à l'adresse <https://donnees.banquemondiale.org/>
16. Zidat, R., Achouche, M., (2018). « Le choix d'un régime de change pour L'Algérie : Une Approche en LOGIT BINAIRE ». In *Les Cahiers du Cread*, vol. 33 - n°123, Alger.
17. Zidat, R., Mousli, A (2014). « Politique monétaire et taux de change en économie ouverte : cas de l'Algérie ». In *revue Valaque d'études économiques* volume 5, n°02, Page 71, Roumanie.