

**PASS-THROUGH DU TAUX DE CHANGE ET INFLATION EN  
ALGERIE : UNE ANALYSE EN MODELE VAR (1990-2016)**  
**PASS-THROUGH EXCHANGE RATE AND INFLATION IN  
ALGERIA: A VAR MODEL ANALYSIS (1990-2016)**

**TOUBINE ALI<sup>1</sup>      BENADDA MOKHTARIA<sup>2</sup>      BENSLIMANE HAJAR<sup>3</sup>**

<sup>1</sup> Maitre de conférences A .Université de Khemis Miliana.Toubineali08@gmail.com

<sup>2</sup> Maitre de conférences B .Université d'Oran II.benaddamokh@live.fr

<sup>3</sup> Maitre de conférences B .Université d'Oran II. Hadjer-ben@hotmail.fr

Received: 01/12/2018

Accepted: 29/01/2019

Published:01/02/2019

**Résumé :**

L'objet de ce papier est de déterminer empiriquement l'impact du taux de change sur l'inflation en Algérie, autrement dit d'examiner la réaction des prix domestiques à une variation du taux de change pour la période 1990-2016. Pour cela, nous adopterons une démarche en termes du modèle vectoriel autorégressif (VAR) avec quatre variables à savoir, le taux de change effectif nominal, l'inflation, les crédits fournis au secteur privé et enfin le taux de liquidité.

**Mots clés :** Taux De Change, Inflation, Crédits, VAR, Algérie.

Jel Codes : D 51, E31, E5, B23.

**Abstract:**

The purpose of this paper is to determine empirically the impact of the exchange rate on inflation in Algeria, in other words to examine the reaction of domestic prices to a change in the exchange rate for the period 1990-2016. We will use an approach in terms of the autoregressive vector model (VAR) with four variables namely, the nominal effective exchange rate, inflation, credits provided to the private sector and finally liquidity ratio.

**Keywords:** Exchange Rate, Inflation, Credits, VAR, Algeria

Code Jel: D 51, E31, E5, B23.

**Corresponding author: BENSLIMANE HAJAR. Hadjer-ben@hotmail.fr**

**Introduction :**

Suite aux mutations de la finance internationale où l'Algérie cherchait à s'adapter à la globalisation financière d'une part et la mise en place d'un processus de développement économique et de gestion planifié et centralisé qui consiste à promouvoir le secteur des hydrocarbures d'autre part, l'évolution de sa politique de change a connu des changements notables en passant par la politique de change fixe qui consistait à ancrer le dinar au franc français puis à un panier de monnaies. Cette politique a connu plusieurs limites et a amené les autorités monétaires algériennes à solliciter l'aide du FMI et de la Banque Mondiale et cela s'est procédé par des dévaluations successives de la parité de la monnaie nationale et le rééchelonnement de la dette extérieure, pour adopter ensuite le flottement dirigé à partir de 1995 par la création d'un marché interbancaire de change.

L'évolution de cette politique de change a eu des retombés sur les performances macroéconomiques notamment l'inflation. L'objectif de cette étude est de déterminer l'impact de la variation du taux de change sur l'inflation pour la période 1990-2015 en se basant sur un modèle vectoriel autorégressif (VAR). Cette modélisation nous permettra de déceler l'impact d'une dépréciation du taux de change sur l'inflation en interaction avec d'autres variables.

La présente étude est subdivisée en quatre parties, la première expose une revue de littérature relative à l'impact du taux de change sur l'inflation, la seconde présente l'évolution des deux variables à savoir le taux de change et l'inflation de 1990 jusqu'à 2015, la troisième aura pour objet de décrire l'approche méthodologique suivie et enfin la dernière est réservée à l'analyse empirique et l'interprétation des résultats.

**1. Revue de littérature :**

La variation des prix intérieurs due à une variation du taux de change correspond au degré de transmission des variations du taux de change, ceci est appelé Exchange Rate Pass-Through (ERPT). En effet, ce degré du pass-through est influencé par les facteurs suivants :

Le niveau de l'activité économique ; l'accroissement des ventes durant les périodes de forte activité économique est un facteur déterminant du pass-through compte tenu de l'idée selon laquelle la hausse des coûts liés à la dépréciation de la monnaie nationale se répercute plus facilement. Par contre, lors des périodes de récession, une forte dépréciation n'implique pas nécessairement une augmentation

des prix domestiques puisque les entreprises n'ajustent pas leurs prix proportionnellement à la hausse des coûts ;

Le taux de change réel ; la surévaluation de la monnaie domestique est un déterminant important de la dépréciation future de cette monnaie (**Goldfajn and Valdes, 1999**). Ainsi, la dépréciation de la monnaie nationale ne produit pas forcément des tensions inflationnistes lorsque le taux de change réel est surévalué, bien au contraire, elle constitue une correction de cette surévaluation initiale du taux de change afin de lui permettre de trouver son état d'équilibre. Toutefois, lorsque la dépréciation est excessive, dépassant la valeur nécessaire pour retrouver le taux de change d'équilibre, elle provoque certainement de l'inflation ;

L'environnement inflationniste ; une politique monétaire anti-inflationniste et une crédibilité des autorités monétaires sont des facteurs importants qui déterminent le degré de la variation du taux de change sur l'inflation des prix à la consommation, voir même le réduit. Dans leur modèle, **Gagnon et Ihrig** souligne que lorsque les autorités monétaires mettent fortement l'accent sur la stabilisation de l'inflation, il y aura moins de répercussions des variations des taux de change sur les prix à la consommation<sup>1</sup>. En se basant sur un modèle empirique, **Taylor (2000)** a également montré que le degré du pass-through augmente avec le niveau d'inflation. Ces résultats indiquent que dans un environnement inflationniste, les variations du taux de change se répercutent d'autant plus sur les prix. De plus, Taylor souligne que si l'inflation est persistante, les entreprises considéreront que la hausse des coûts est également persistante ;

Le degré d'ouverture ; Le degré d'ouverture d'un pays au reste du monde devrait également affecter le coefficient du pass-through. Une économie est fortement sensible aux variations du taux de change lorsque son degré d'ouverture est élevé. Cependant, il est possible d'observer un lien négatif entre l'inflation et le degré d'ouverture dans les pays ouverts adoptant une politique monétaire crédible ;

Le régime de change ; avec un régime de change flexible, le pass-through permet de maîtriser l'inflation puisque ce régime confère une plus grande autonomie à la politique monétaire et donc offre une meilleure protection contre

---

<sup>1</sup> GAGNON Joseph, IHRIG Jane, « Monetary Policy and Exchange Rate Pass-Through », International Journal of Finance and Economics, Vol 9, 2004, PP 315-338.

les chocs extérieure. En revanche, dans les régimes de change fixe, toute action visant à stabiliser l'inflation entraîne une volatilité au niveau de la production (**M. Devereux, 2001**) ;

Ainsi, le degré auquel la variation du taux de change se transmet au prix est une importante question dans les débats sur les politiques monétaires et de change appropriée. En effet, maintes études théoriques et empiriques se sont penchées sur cette question à savoir :

**Goldfajn et Werlang** fournissent une étude empirique concernant le lien entre la dépréciation du taux de change et l'inflation pour un échantillon de 71 pays durant la période 1980-1998, utilisant des données de panel.

Afin d'estimer le pass-through de la dépréciation à l'inflation, ces deux auteurs utilisent comme variables explicatives de cette relation : le PIB inclus pour prendre en compte l'idée selon laquelle avec l'accroissement des ventes des entreprises, il est plus facile de répercuter les augmentations des coûts aux prix finaux, le taux de change réel puisque les études antérieures ont montré que la surévaluation du taux de change réel est un déterminant important des dépréciations futures, l'inflation étant donné que l'environnement inflationniste peut déterminer la volonté des entreprises d'augmenter les prix en présence d'une augmentation des coûts et enfin, le degré d'ouverture, une augmentation de ce dernier produit un effet important sur les prix et donc sur l'inflation<sup>2</sup>.

Le résultat de leur étude a montré que le coefficient du pass-through est moins prononcé dans les pays développés que dans les pays émergents et les pays en développement. Goldfajn et Werlang ont trouvé que la dévaluation du taux de change réel était la variable explicative de la transmission pour les pays émergents, alors que pour les pays développés, l'inflation initiale en était la cause.

**Choudhri et Hakura (2001)** ont étudié la relation entre le taux de change et l'inflation pour un échantillon de 71 pays, ils ont estimé le degré de transmission des variations du taux de change aux prix afin de tester l'hypothèse suggérée par Taylor (2000). Leur résultat montre l'existence d'une relation de corrélation positive entre le degré de transmission des variations du taux de change et

---

<sup>2</sup>GOLDFAJN Ilan, WERLANG Sergio, « THE PASS-THROUGH FROM DEPRECIATION TO INFLATION: A PANEL STUDY », TEXTO PARA DISCUSSÃO N° 423, DEPARTAMENTO DE ECONOMIA PUC-RIO, 2000, P 06.

l'inflation, de plus, le coefficient du pass-through est complet pour la plupart des pays de l'échantillon.

Les effets de cette variation dépendent du climat inflationniste. Un climat de forte inflation induit une hausse du degré de transmission, car les effets des chocs monétaires sur les coûts sont plus persistants, ce qui confirme l'hypothèse de leur modèle selon laquelle un degré élevé de transmission est associé à un régime de forte inflation. Ils soulignent également la prise en compte de l'impact des climats à forte inflation sur l'estimation du coefficient pass-through dans les prévisions des banques centrales afin de ne pas le surestimer<sup>3</sup>.

**Devereux et Yetman (2003)** ont construit deux modèles théorique et empirique afin d'estimer la transmission des variations du taux de change aux prix pour un échantillon de 122 pays y compris l'Algérie. Ils considèrent que les variations du taux de change se transmettent aux prix avec un degré qui varie d'un pays à un autre et ce en fonction de la lenteur d'ajustement des prix en économie ouverte. L'hypothèse fondamentale de leur modèle est que la transmission est liée à l'orientation de la politique monétaire de sorte qu'une politique monétaire excessivement expansionniste implique un taux moyen d'inflation plus élevé ainsi qu'une plus forte volatilité du taux de change<sup>4</sup>. Le résultat de leur étude montre que le coefficient du pass-through est compris entre 0 et 1 pour la plupart des pays, par exemple pour le cas de l'Algérie le coefficient est égal à 0,47 mais il est non significatif. En outre, ils soulignent que ce coefficient est corrélé au taux d'inflation, il augmente mais de façon non linéaire puisqu'au delà d'un certain seuil, le taux d'inflation moyen ne devrait plus influencer sur lui.

Suite à la dépréciation de presque 40% du dollar américain par rapport à un panier de devises importantes depuis l'année 2002, **F. Mishkin**, souligne que la persistance de cette dépréciation conduit fortement à une inflation. Selon lui, une baisse de la valeur du dollar est susceptible d'augmenter le coût des importations ce qui alimente la hausse des prix à la consommation. Il indique également que la mesure du risque d'inflation dû à une dépréciation de la monnaie nationale dépend

---

<sup>3</sup>CHOUDHRI. Ehsan, HAKURA. Dalia, « Exchange Rate Pass-Through to Domestic Prices: Does the Inflationary Environment Matter? », IMF Working Paper, WP/01/194, December 2001, P 20.

<sup>4</sup>DEVEREUX Michael, YETMAN James, «Établissement Des Prix Et Transmission Des Variations Du Taux De Change : Théorie Et Vérification Empirique », Bank Of Canada, séminaires et recherche, 2003, P 392.

de la part de cette baisse transmise aux prix à l'importation puis aux prix à la consommation. Le degré de transmission de cette dépréciation à l'inflation peut être élevé dans un environnement monétaire instable où les chocs monétaires alimentent à la fois une forte inflation et une dépréciation du taux de change. Toutefois, cette transmission s'est réduite ces dernières années dans quelques pays qui poursuivent des politiques monétaires stables et prévisibles<sup>5</sup>.

Dans son étude le **FMI** a tenté de déterminer les facteurs explicatifs de l'inflation en Algérie qui a augmenté en 2012 après quelques années de stabilité. D'après les résultats de son étude, une dépréciation de 1% du taux de change effectif nominal traduit une hausse de l'inflation de 0,1%. De plus, un choc sur le taux de change effectif nominal entraîne un déclin faible des prix, ainsi l'impact commence à apparaître seulement au début du deuxième trimestre. La conclusion de cette étude est que le taux de change nominal n'est pas le bon instrument pour contenir l'inflation en Algérie<sup>6</sup>.

Enfin, dans une étude économétrique de type VECM fondée sur la théorie des méthodes quantitatives et portante sur les déterminants de l'inflation sur la période 2001-2013, la **Banque d'Algérie** a identifié les facteurs explicatifs de l'évolution de l'inflation. Le résultat de cette étude démontre que la contribution du taux de change effectif nominal n'est que de 11%, c'est toujours la masse monétaire qui contribue d'une grande part par rapport aux autres déterminants soit 67%, les prix à l'importation contribue seulement de 7%<sup>7</sup>.

## **2. Taux de change et Inflation en Algérie :**

Le taux de change nominal a connu deux grandes périodes ; la première période de 1990-1996 marqué par une dévaluation continue du dinar. Cette dévaluation était la condition nécessaire du FMI lors de la signature du premier accord stand by le 31 mai 1989 en vue d'obtenir son appui au remboursement de la dette extérieure voire à la relance économique. C'est dans cette conjoncture que le FMI a imposé une politique monétaire rigoureuse et une politique de change appuyée sur une baisse continue de la valeur du dinar. Ce glissement de la

---

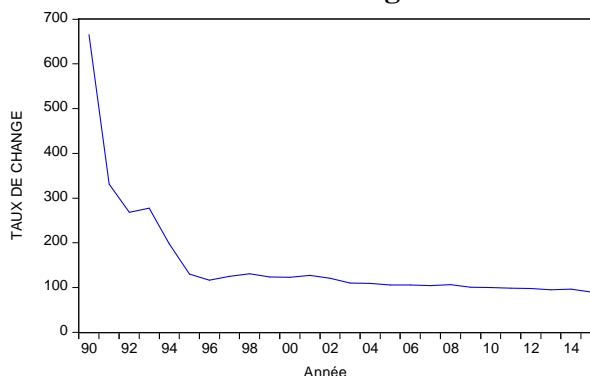
<sup>5</sup>MISHKIN. Frederic, « Exchange Rate Pass-Through and Monetary Policy », Speech at the Central Bank of Norway, Bis review 27, 2008, P 02.

<sup>6</sup>International Monetary Funds, IMF country report N°. 13/48, « Algeria : Selected Issues Papers, 2013, P 29-33 »

<sup>7</sup>Rapport annuel de la Banque d'Algérie, Chapitre 08, 2013, P 26.

parité du dinar a réellement eu lieu en 1987 lors du processus d'auto ajustement et s'est poursuivie jusqu'au 31 mars 1991 avec la mise en œuvre d'un marché libre des devises (BENISSAD.H 1997)<sup>8</sup>. Ensuite la seconde période à partir de 1996 où le taux de change a connu une stabilité suite à l'adoption du régime de flottement dirigé et la création d'un marché interbancaire de change. Cette période a été marquée principalement par des contres chocs pétroliers en 1999, 2009 et 2014 et par conséquent une baisse des réserves de change. Malgré ces dysfonctionnements, la balance de paiement a pu être consolidée suite au niveau record des réserves de change atteint entre 2000 et 2007 (rapport annuel de la banque d'Algérie 2001-2014)<sup>9</sup>.

**Figure n° 01 : Évolution du taux de change effectif nominal 1990-2015**



*Source : International Financial Statistic*

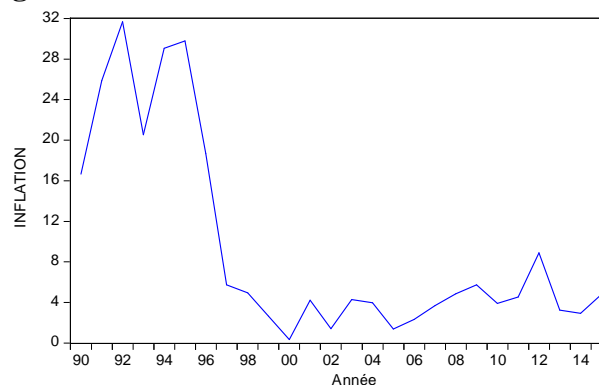
Quant à l'inflation, celle-ci a connu deux grandes phases ; la première (1990-1996) lors de la mise en œuvre des accords de confirmation et du plan d'ajustement structurel avec le FMI, caractérisée par des taux d'inflation élevés (inflation à deux chiffres) en 1992 et 1995 atteignant respectivement un pic de 31,67% et 29,78%. Cette hausse imprévue du taux d'inflation est l'effet du deuxième accord stand-by de 1991 qui était axé sur une politique de contraction de la demande et une baisse sensible du cours de la monnaie nationale, les conditionnalités de FMI concernant une politique monétaire restrictive visant à réduire le taux de croissance annuel de la masse monétaire et des crédits bancaires

<sup>8</sup> BENISSAD. Hocine, « Algérie : Restructurations et Réformes Economiques (1979-1993), Alger, OPU.

<sup>9</sup> Rapport annuel de la banque d'Algérie 2001-2014.

(BENISSAD.H)<sup>10</sup>. A partir de 1997, le taux d'inflation s'est décéléré progressivement pour qu'il se stabilise au tour de 4% en 1998 suite au rôle de la banque d'Algérie dans la conception et la conduite de la politique monétaire avec l'avènement de la loi 90-10 relative à la monnaie et au crédit (NAAS.A, 2003)<sup>11</sup>. De plus, ce taux désigne la cible d'inflation de la Banque d'Algérie. Il importe de souligner que l'inflation s'est accélérée en 2009 à un taux de 5,73% suite à la crise financière internationale pour atteindre ensuite un rythme quasiment double en 2012 (8,89%) comparant à celui de l'année 2011, c'est un taux d'inflation historiquement le plus élevé de cette deuxième période. Cette hausse d'inflation totalement endogène se justifie par la hausse des produits alimentaires, les augmentations salariales et sa propagation à tous les secteurs économiques ainsi que les anticipations des agents économiques.

**Figure n° 02 : Évolution de l'inflation 1990-2015**



*Source : Banque Mondiale (WDI)*

### 3. Méthodologie du travail :

Nous procédons pour analyser l'impact du taux de change sur l'inflation à l'usage d'un modèle VAR (modèle vectoriel autorégressif) à quatre variables ; le taux de change, le taux de liquidité, le crédit fournis au secteur privé et l'inflation. La méthode d'estimation est celle des moindres carrés en utilisant le logiciel Eviews7. L'analyse par le modèle VAR de l'impact du taux de change nous permettra d'identifier les chocs structurels des variables et de décomposer leur

<sup>10</sup> BENISSAD. Hocine, « Essais d'Analyse Monétaire avec Référence à l'Algérie », Edition OPU, Alger, 1980.

<sup>11</sup> NAAS. Abdelkrim, « Le Système Bancaire, Algérien, de la Décolonisation à L'Economie de Marché », Edition MAISONNEUVE ET LAROSE, Paris, 2003.



effet sur l'inflation suite à la décomposition de Choleski. Ainsi, Les fonctions de réaction aux impulsions nous permettent de déceler comment l'inflation réagit face aux chocs du taux de change.

#### **4. L'analyse empirique :**

##### **4.1. Présentation des données :**

Nous utilisons dans le cadre de cette étude des séries chronologiques couvrant la période 1990 à 2015 soit 26 observations. Nos sources de données sont multiples : les Statistiques Financières Internationales du FMI, La Banque d'Algérie et la Banque Mondiale (World Development Indicators). Dans notre étude, supposer que seul le taux de change influence l'inflation est inefficace et ne permet pas de dégager l'impact réel. D'autres variables peuvent influencer l'inflation c'est pour cela que nous étendons notre modèle à plusieurs variables afin de se rapprocher de la théorie et de la réalité. On retient alors, le taux de change effectif nominal coté au certain (étant donné que l'Algérie est un pays qui commerce avec plusieurs partenaires, il est utile de prendre en compte un taux de change effectif qui prend en compte le poids de différentes monnaies de transaction), le taux de liquidité, les crédits fournis au secteur privé et le taux d'inflation.

##### **4.2. Spécification du modèle :**

Avant de procéder à l'estimation empirique du modèle nous devons d'abord le spécifier entre autre l'écrire sous forme d'équation :

$$INF = \alpha_1 + \alpha_2 TCEN + \alpha_3 CREDIT + \alpha_4 TL + \varepsilon$$

$\alpha_1, \alpha_2, \alpha_3$ : représentent les coefficients du modèle ;

$\varepsilon$  : représente le terme d'erreur de l'équation.

Cependant, étant donné que nous travaillons avec des séries temporelles, il est nécessaire de s'assurer de leur stationnarité. Cette dernière constitue une condition nécessaire pour éviter les relations factices.

##### **4.2.1. Test de stationnarité :**

Pour cela, nous allons adopter le test de Dickey-Fuller Augmenté (ADF) et de Phillips-Perron (PP) qui permettent de prendre en compte l'autocorrélation possible de la série différenciée via une correction utilisant les valeurs retardées. Ces tests identifient l'ordre d'intégration des séries. Lorsque la série est

stationnaire en niveau son ordre d'intégration est (0) par contre si elle admet une stationnarité en différence, l'ordre d'intégration peut aller de 1 à J.

Les résultats des tests d'Augmented Dickey-fuller (ADF) et de Phillips-Perron (PP)<sup>12</sup> indique que :

Le taux de change effectif nominal et les crédits sont stationnaires en niveau puisque les t-statistic -11,63 et -4,91 sont respectivement inférieurs à la valeur critique -2,99 et -3,60 au seuil de 5% ainsi leur probabilité est inférieure à 5%. Par contre, l'inflation et le ratio de liquidité ne sont pas stationnaires en niveau vu que leurs valeurs statistiques -1,82 et -2,23 sont respectivement supérieures à la valeur critique -3,60 et -3,61 ainsi que leur probabilité est supérieure à 5% (0,66 et 0,39).

Après l'examen des différents tests, les séries non stationnaires sont devenues stationnaires après une première différence. Nous pouvons donc conclure que les séries taux de change effectif nominal et les crédits sont intégrées d'ordre 0 alors que les séries inflation et le taux de liquidité sont intégrées d'ordre 1.

#### 4.2.2. Test de cointégration :

Étant donné que les variables de notre modèle ne sont pas intégrées du même ordre, nous pouvons dire qu'il n'y a pas de relation de cointégration au sens de Granger. Donc on ne peut pas estimer l'impact du taux de change sur l'inflation pas la construction d'un modèle vectoriel à correction d'erreur (VECM). Ceci dit que le modèle compatible à notre étude empirique est le modèle vectoriel autorégressif (VAR).

#### 4.2.3. Détermination du nombre de retard :

La détermination du nombre de retard du VAR a été faite à l'aide des critères d'information.

**Tableau n°02 : Nombre de retard du modèle VAR.**

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-323.7509	NA	28030185	28.50008	28.69756	28.54975
1	-262.3447	96.11415	555932.9	24.55171	25.53910	24.80004
2	-210.8042	62.74488*	29319.52*	21.46124*	23.23853*	21.90822*

*Source : Résultat obtenu à partir d'Eviews7*

<sup>12</sup> Voir annexe 01.

L'analyse du tableau montre qu'on se référant aux différents critères, le minimum pour Schwarz et Akaike correspond à  $p = 2$ , donc le nombre de retard à retenir qui minimise les critères d'information est de 2. Nous retenons donc un VAR(2).

#### 4.3. Estimation du modèle :

Après avoir vérifié la stationnarité des séries chronologique et déterminé le nombre de retard, nous passons à l'estimation du modèle VAR(2) pour analyser l'impact du taux de change sur l'inflation et de voir sa réaction suite à un choc sur le taux de change. Les résultats de l'estimation nous permettent d'écrire l'équation de chaque variable en fonction de ses valeurs passées et des valeurs passées des autres variables. Dans notre modèle qui traite l'impact du taux de change sur l'inflation, nous nous intéressons à estimer seulement l'équation de notre variable à expliquer à savoir l'inflation. L'équation obtenue est ainsi :

$$\begin{aligned} D(INF) = & 0,17 * D(INF(-1)) - 0,29 * D(INF(-2)) + 0,19 * TCEN(-1) \\ & - 0,11 * TCEN(-2) + 0,79 * CREDIT(-1) - 0,25 \\ & * CREDIT(-2) - 0,20 * D(TL(-1)) + 0,15 * D(TL(-2)) \\ & - 15,66 \end{aligned}$$

$$R^2=71,53 \quad F\text{-stat}=4,39$$

Les résultats de l'estimation montrent que les paramètres du modèle sont globalement significatifs. Le coefficient de détermination  $R^2$  est égal à 71,53%. Ceci dit que les variables indépendantes du modèle permettent d'expliquer 71% l'inflation alors que le reste (26%) est expliqué par d'autres variables qui n'ont pas été prises dans le modèle. Notre modèle est globalement significatif compte tenue de la valeur du F-Statistiques (4,39) qui est supérieure à la valeur tabulée au seuil de 5% (2,59). On conclut donc que le modèle est retenu.

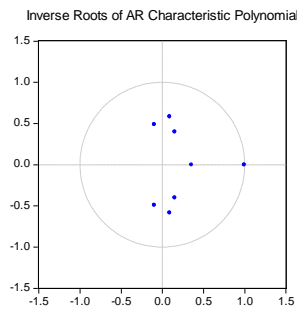
#### 4.4. Validation du modèle :

Pour poursuivre le reste des travaux sur le modèle estimé et interpréter les résultats obtenus, il est primordial de procéder à quelques tests afin de valider le modèle. Il s'agit de trois tests : le test de stationnarité, le test de normalité et le test d'autocorrélation.

##### 4.4.1. Stationnarité du modèle :

La stationnarité du modèle VAR(2) est testée par l'inverse des racines du polynôme caractéristique. Si l'inverse de toutes les racines se trouve à l'intérieur du cercle unité, les conditions de stationnarité du modèle sont donc vérifiées.

**Figure n°03 : Test de stationnarité du modèle (VAR2)**



*Source : réalisé par l'auteur à partir des résultats d'Eviews7.*

L'inverse de toutes les racines se trouve dans le cercle unité d'après le test de stationnarité. Les conditions de stationnarité sont vérifiées, le modèle VAR(2) est stationnaire il est donc retenu.

#### **4.5. Résultats et interprétation :**

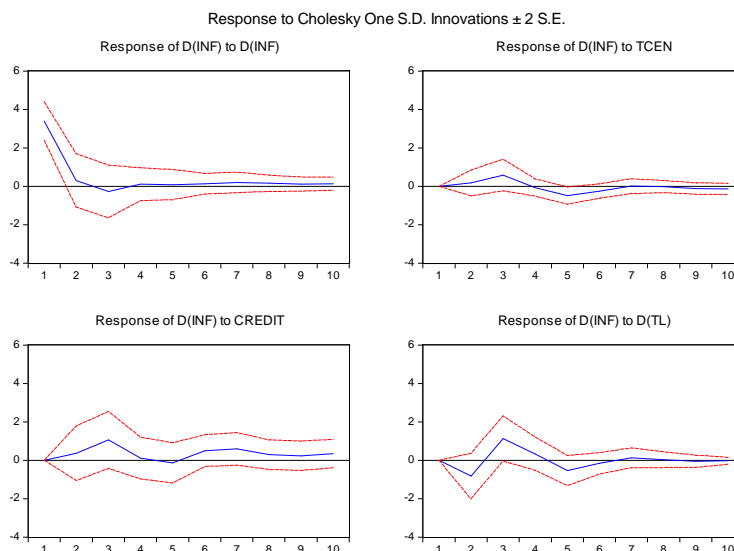
Nous allons présenter les fonctions de réponses impulsionnelles et la décomposition de la variance des erreurs de prévisions afin de déterminer l'importance relative de chaque choc dans l'explication des fluctuations de l'inflation. Nous procédons en dernier au test de causalité au sens de Granger.

##### **4.5.1. Détection de l'impact instantané des fonctions impulsionnelles :**

L'analyse de réponses impulsionnelles est l'une des principales utilisations des processus VAR dans les applications empiriques. Il est donc intéressant d'examiner l'impact des chocs dans un tel cadre.

L'examen de l'ampleur du pass-through des chocs sur le taux de change, le taux de liquidité et le crédit à l'inflation nous a permis de mesurer les effets d'une dépréciation du taux de change, d'une hausse de la liquidité et des crédits. Les réponses impulsives accumulées représentées par les traits bleu continu, sont présentées au cours d'un horizon de 10 années. Tous les chocs sont standardisés à 1% ; et donc, l'axe vertical indique le pourcentage de la variation approximative de l'inflation en réponse à 1% de choc sur le taux de change, la liquidité et le crédit. Les résultats des fonctions impulsionnelles du modèle sont présentés dans la figure suivante.

**Figure n°04 : Impact instantané des fonctions impulsionnelles.**



*Source : réalisé par l'auteur à partir des résultats d'EvIEWS7.*

On note en général que l'impact des chocs sur les variables s'estompe au bout de la 10<sup>ème</sup> période, nous remarquons que les chocs sont transitoires, c'est-à-dire que les variables retrouvent leur équilibre de long terme.

Ainsi, tout choc sur le taux de change effectif nominal n'a pas d'effet instantané à court terme sur l'inflation comme le montre la courbe de l'inflation (DINF) qui part de l'origine (0). Ce n'est qu'à partir de la deuxième période que le choc sur le taux de change entraîne une réaction du niveau général des prix en réponse au renchérissement des importations des produits inclus dans la composition du panier de consommation des ménages, avec un effet positif de 0,58 sur la troisième période. Ce résultat est conforme à la théorie et aux travaux empiriques comme ceux de **Calvo, Reinhart et Vegh (1995)**<sup>13</sup> qui démontrent qu'une dépréciation de la valeur de la monnaie nationale risque de conduire à une inflation. Toutefois, à partir de la quatrième période, l'effet devient négatif c'est-à-dire le choc sur le taux de change réduit l'inflation à la suite de la baisse de la demande locale des produits d'origine extérieur, pour gagner sa valeur initiale dans la septième période.

<sup>13</sup> CALVO. G, REINHART.C et VEGH. C, 1995 « Targeting the Real Exchange Rate: Theory and Evidence » Journal of Development Economics, vol 47 N° 1 pp. 97- 134.

Également un choc sur les crédits n'a pas d'effet instantané sur l'inflation à court terme comme indiqué par la courbe (DCREDIT) qui part de l'origine. Un effet positif commence à apparaître à partir de la deuxième année atteignant un maximum de 1,05. Donc, ces financements bancaires dans le but de promouvoir le secteur financier créent des tensions inflationnistes. Ces résultats sont conformes à la théorie monétaire de **Schumpeter**<sup>14</sup> qui considère les crédits comme un profit inflationniste purement monétaire sans contrepartie réelle. Cependant, ils diminuent seulement dans la cinquième période pour gagner une valeur positive sur le reste de la période.

Quant au choc exercé sur la liquidité, il ne produira son effet (négatif) qu'à partir de la seconde période (-0,82), ceci réduit l'inflation. Cette dernière ne commence à s'élever qu'à partir de la troisième année suite à une hausse de la liquidité pour s'atténuer en fin de période. Cette hausse de l'inflation due à une hausse de la liquidité trouve son explication dans la théorie quantitative de Fisher.

Pour mieux discerner la transmission des chocs sur le taux de change à l'inflation, on fait recours à l'analyse de la décomposition de la variance.

#### 4.5.2. Décomposition de la variance des erreurs de prévisions :

L'analyse de la décomposition de la variance de l'erreur de prévision (décomposition de Choleski) complète l'étude des fonctions de réponses impulsionnelles. La contribution des différents chocs à la variance de l'erreur de prévision est présentée dans le tableau ci-dessous.

**Tableau n°03 : Décomposition de la variance des erreurs de prévisions de l'inflation**

Variance Decomposition	S.E.	D(INF)	TCEN	CREDIT	D(TL)

<sup>14</sup>Schumpeter, Joseph-Aloïs, « Théorie de l'Évolution Économique, Recherches sur le Profit, le Crédit, l'Intérêt et le Cycle de la conjoncture », Edition Dalloz, Paris, 1999, P 371.

of D(INF):  
 Period

Period	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
	3.399131	3.533085	3.910271	3.928449	3.997783	4.041902	4.092476	4.105672	4.115922	4.134661
	100.0000	93.30856	76.64716	76.01876	73.45302	71.96856	70.45133	70.14231	69.87361	69.34994
	0.00000	0.24409	2.43172	2.43307	3.80874	3.99727	3.97304	4.03228	4.09280	
	0	5	9	1	1	6	1	8	8	9
	0.000000	1.052230	8.192593	8.194340	8.031137	9.384561	11.25302	11.67464	11.93523	12.52068
	0.000000	5.395117	12.72852	13.35382	14.70710	14.54947	14.29838	14.21001	14.15888	14.03657

*Source : réalisé par l'auteur à partir des résultats d'EvIEWS7*

La décomposition de la variance indique que sur un horizon d'une année, la variance de l'erreur de prévision de l'inflation est due seulement à ses propres innovations (100%), ce n'est qu'à partir de la troisième année que la contribution des autres variables augmente. Autrement dit, la variance de l'erreur de prévision de l'inflation est due à 76,64% à ses propres innovations, 2,43% à celle du taux de change, 8,19% à celle des crédits et 12,72% à celle de la liquidité. Au bout de 10 ans, la contribution de l'inflation à ses propres innovations diminue (69,34%) par contre celle du taux de change, des crédits et de la liquidité augmente respectivement pour atteindre 4,09%, 12,52% et 14,03%. On conclut donc que l'inflation contribue avec une grande partie dans la détermination de la variance d'erreur de prévision.

#### **4.5.3. Test de causalité de Granger :**

A partir de ce test nous pouvons déterminer le lien causal entre les variables explicatives du modèle et la variable à expliquer à savoir l'inflation. Les résultats du test<sup>15</sup> nous permettent de conclure que :

C'est le taux de change effectif nominal (TCEN) et le crédit (CREDIT) qui causent au sens de Granger le taux d'inflation car leurs probabilités est respectivement inférieur à 5% (0,0004 et 0,015). En revanche, le taux de liquidité ne cause pas au sens de Granger le taux d'inflation puisque la probabilité (0,15) est supérieure au seuil critique (5%). Cependant, ces trois variables peuvent causer l'inflation conjointement puisque la probabilité totale est nul (inférieur à 5%). Bien que le taux de change et le crédit cause l'inflation, ceci dit que les informations antérieures sur ces deux variables permettent une meilleure prévision du niveau de l'inflation en Algérie.

### **Conclusion :**

Tout au long de cette étude nous avons procéder à l'étude de l'impact du taux de change sur l'inflation pour la période 1990-2015 en se basant sur un modèle VAR à quatre variables. L'estimation du modèle démontre que le modèle est un VAR2 qui est globalement significatif, stationnaire et donc validé. De plus, la causalité au sens de Granger indique que c'est le taux de change nominal et le crédit qui causent l'inflation en Algérie.

La décomposition de Choleski indique que l'inflation contribue avec une bonne partie dans la détermination de la variance de l'erreur de prévision.

L'étude des fonctions de réponses impulsionnelles montrent qu'une baisse du taux de change nominal entraîne une faible inflation importée. Ceci peut être expliqué par la maîtrise de l'inflation à partir des années 2000 avec la fixation d'une cible d'inflation de 3% en 2001 et l'introduction de nouveaux instruments tels que la reprise de liquidité. En fait, il semble y avoir d'autres facteurs de nature endogène qui déterminent l'inflation en Algérie en l'occurrence l'ampleur du marché parallèle, la déréglementation des marchés intérieurs et les anticipations des agents économiques.

### **Bibliographie:**

---

<sup>15</sup> Voir annexe 02.



1-CALVO, G. REINHART, C. VEGH, C, 1995 « Targeting the Real Exchange Rate: Theory and Evidence » Journal of Development Economics, Vol 47 N° 1, PP.97- 134.

3-DEVEREUX, M. YETMAN, J, 2003, «Établissement Des Prix Et Transmission Des Variations Du Taux De Change : Théorie Et Vérification Empirique », Bank Of Canada, séminaires et recherche, P.392.

4-GAGNON, J. IHRIG, J, 2004, « Monetary Policy and Exchange Rate Pass-Through », International Journal of Finance and Economics, Vol. 9, PP.315-338

5-GOLDFAJN, I. WERLANG, S, 2000, « THE PASS-THROUGH FROM DEPRECIATION TO INFLATION: A PANEL STUDY », TEXTO PARA DISCUSSÃO N° 423, DEPARTAMENTO DE ECONOMIA PUC-RIO, P.06.

6- International Monetary Founds, 2013, IMF country report N°. 13/48, « Algeria: Selected Issues Papers », P.29-33.

7-MISHKIN, F, 2008, «Exchange Rate Pass-Through and Monetary Policy », Speech at the Central Bank of Norway, Bis review 27, P.02

8-Rapport annuel de la Banque d'Algérie, 2013, Chapitre 08, P.26.

9-Schumpeter, J, 1999, « Théorie de l'Évolution Économique, Recherches sur le Profit, le Crédit, l'Intérêt et le Cycle de la conjoncture », Edition Dalloz.

10- BENISSAD. Hocine, « Essais d'Analyse Monétaire avec Référence à l'Algérie », Edition OPU, Alger, 1980.

12-BENISSAD. Hocine, « Algérie : Restructurations et Réformes Economiques (1979-1993), Alger, OPU.

13-Rapport annuel de la banque d'Algérie 2001-2014.

2-CHOUDHRI, E. HAKURA, D, December 2001 « Exchange Rate Pass-Through to Domestic Prices: Does the Inflationary Environment Matter? », IMF Working Paper, WP/01/194, P.20.

11-6NAAS. Abdelkrim, « Le Système Bancaire, Algérien, de la Décolonisation à L'Economie de Marché », Edition MAISONNEUVE ET LAROSE, Paris, 2003.

**Annexe n°01: Résultat du test de stationnarité**

Résultat des tests au seuil de 5%					
Variables	Augmented Dickey-Fuller (ADF)		Phillips-Perron (PP)		Stationnarité
	Valeur critique	t-statistic	Valeur critique	t-statistic	Ordre d'intégration
<b>INF</b>	-3,612199	-5,063727	-3,612199 (0,0023)	-5,581271 (0,007)	I (1)
<b>TCEN</b>	-2,998064	-11,63001	-3,603202 (0,00)	-13,84482 (0,00)	I (0)
<b>CREDIT</b>	-3,603202	-4,918464	-3,603202 (0,003)	-19,67896 (0,00)	I (0)
<b>TL</b>	-3,612199	-4,914677	-3,612199 (0,0032)	-4,991635 (0,0027)	I (1)

**Annexe n°02: Test de causalité**

VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests

Date: 12/17/16 Time: 14:58

Sample: 1990 2015

Included observations: 23

Dependent variable: D(INF)

Excluded	Chi-sq	Df	Prob.
TCEN	15.53980	2	0.0004
CREDIT	8.299405	2	0.0158
D(TL)	3.768898	2	0.1519
All	30.95691	6	0.0000

Dependent variable: TCEN

Excluded	Chi-sq	Df	Prob.
D(INF)	16.61995	2	0.0002
CREDIT	236.9358	2	0.0000
D(TL)	11.00518	2	0.0041
All	336.1336	6	0.0000

Dependent variable: CREDIT

Excluded	Chi-sq	Df	Prob.
D(INF)	2.755019	2	0.2522
TCEN	3.980821	2	0.1366
D(TL)	1.625200	2	0.4437
All	7.821490	6	0.2515

Dependent variable: D(TL)

Excluded	Chi-sq	Df	Prob.
D(INF)	0.001148	2	0.9994
TCEN	4.318375	2	0.1154
CREDIT	0.723439	2	0.6965
All	6.297416	6	0.3907