

## Relation entre Taux d'intérêt et Inflation en Algérie: 1990-2015 The Relationship Between Interest Rate and Inflation in Algeria: 1990-2015

### العلاقة بين معدل الفائدة والتضخم في الجزائر: 1990-2015

راضية بن زيان (\*)

كلية العلوم الاقتصادية والعلوم التجارية وعلوم التسيير  
جامعة الجزائر 03 – الجزائر

أستاذ مشارك بمركز البحث في الإقتصاد التطبيقي من أجل التنمية – الجزائر

نادين صالح (\*\*)

مخبر العولمة والسياسات الاقتصادية

كلية العلوم الاقتصادية والعلوم التجارية وعلوم التسيير

جامعة الجزائر 03 – الجزائر

Radia BENZIANE (\*)

Faculté des Sciences Economiques, Sciences Commerciales et Sciences de Gestion. Université d'Alger3. Algérie.

Chercheur associé au CREAD. Algérie.

Faculty of Economic, Commercial and Management Sciences Algiers 03 University, Algiers; Algeria

Nadine SALAH (\*\*)

Doctorante Projet Macroéconomie Appliquée. Laboratoire Mondialisation et politiques économiques. Université d'Alger3. Algérie.

Faculté des Sciences Economiques, Sciences Commerciales et Sciences de Gestion. Université d'Alger3. Algérie.

Faculty of Economic, Commercial and Management Sciences Algiers 03 University, Algiers; Algeria

قَدَمَ لِلنَّشْرِ فِي: 2017.02.09 & قَبْلَ لِلنَّشْرِ فِي: 2017.06.11

Received: 09.02.2017 & Accepted: 11.06.2017

**Résumé :** Cette étude s'intéresse à la relation entre l'inflation et le taux d'intérêt nominal en Algérie, plus communément connue sous le nom de « la relation de Fisher », en utilisant des données trimestrielles allant du premier trimestre 1990 au dernier trimestre 2015. L'étude économétrique a conclu à l'existence bilatérale d'une causalité entre les deux variables ainsi qu'une relation d'équilibre à long terme. L'application de la technique du VAR a confirmé les résultats obtenus en indiquant qu'il y a bel et bien une relation à long terme, mais l'effet qu'a l'inflation sur les taux d'intérêt est bien plus élevé que celui exercé par les taux d'intérêt sur l'inflation.

**Mots clés :** Inflation, Taux D'intérêt, L'effet Fisher.

**Jel Classification Codes :** E31, E43.

**Abstract:** This study focuses on the relationship between inflation and nominal interest rate in Algeria, more commonly known as the "Fisher relationship", using quarterly data from the first quarter of 1990 to the last quarter of 2015. The econometric study concluded that there is a causal relationship between the two variables and a long run equilibrium relationship. The application of VAR has confirmed the results obtained by indicating that there is a long run relationship, but the effect of inflation on interest rates is higher than the effect of interest rate on inflation.

**Keywords:** Inflation, Interest Rate, Fisher Effect.

**Jel Classification Codes :** E31, E43.

**ملخص :** اهتم هذا المقال بدراسة العلاقة بين التضخم ومعدلات الفائدة الاسمية في الجزائر والمعروفة باسم "أثر فيشر"، وذلك باستخدام بيانات فصلية ابتداء من الثلاثي الأول 1990 إلى غاية الثلاثي الرابع 2015. استنتجنا من خلال الدراسة القياسية وجود علاقة سببية في الاتجاهين بين المتغيرتين وعلاقة توازن في المدى الطويل. وأكدت تقنية VAR النتائج المتحصل عليها بحيث وجدنا أنه فعلاً هناك علاقة طويلة الأجل لكن الأثر الذي يمارسه التضخم على أسعار الفائدة أقوى بكثير من ذلك الذي تمارسه أسعار الفائدة على التضخم.

**الكلمات المفتاح :** تضخم، معدل الفائدة، أثر فيشر.

**تصنيف JEL:** E43, E31.

## I- Introduction :

Étant donné que ses variations ont des effets considérables sur la prise de décisions des agents économiques, le taux d'intérêt est devenu parmi les principales variables de la macroéconomie. Il est influencé par plusieurs facteurs, dont l'inflation. La relation entre le taux d'intérêt et l'inflation a intéressé beaucoup d'économistes depuis de nombreuses années et beaucoup d'articles ont été écrits à ce sujet.

Selon la théorie économique, il y a une relation de causalité bidirectionnelle entre le taux d'intérêt et l'inflation. Cette relation a été proposée par **Fisher** (1930).

Selon la théorie macroéconomique, quand le niveau des prix augmente, l'équilibre réel est touché en premier lieu, ce qui signifie qu'un niveau élevé des prix engendre une baisse des encaisses réelles. Ensuite, l'offre des obligations augmente suivie par une baisse des prix de ces derniers et enfin, une hausse des taux d'intérêt. On conclut donc, qu'il y a une relation de causalité positive allant de l'inflation au taux d'intérêt nominal. En d'autres termes, une hausse de l'inflation provoque une augmentation du taux d'intérêt nominal.

Le mécanisme d'influence du taux d'intérêt sur l'inflation peut être expliqué par différentes façons on peut utiliser par exemple le moyen du coût du capital. Une augmentation du taux d'intérêt signifie une hausse du coût du capital, il en résulte une augmentation des coûts de production et de là une hausse de l'inflation. De même, dans un modèle où la masse monétaire est considérée comme une variable endogène expliquée par le taux d'intérêt, elle augmentera quand le taux d'intérêt augmente, et selon la théorie quantitative de la monnaie, il en résultera une hausse de l'inflation. Dans ce cas on peut dire qu'il y a une relation de causalité positive allant du taux d'intérêt à l'inflation.

De nombreuses recherches se sont intéressées depuis longtemps à cette relation de causalité. On cite à titre d'exemple : **Feldstein** (1976) et **Tobin** (1965), dont les études ont confirmé cette relation positive entre l'inflation et le taux d'intérêt. Par contre **Mishkin** (1992) et **Ghazali** (2003) n'ont pas trouvé une forte relation entre ces deux variables.

Notre étude consistera à étudier cette relation de causalité dans le cas algérien en utilisant des données trimestrielles allant de 1990 à 2015.

## II- Revue de littérature :

Selon l'étude de **Fisher** publiée en 1930, concernant l'économie américaine sur la période 1890-1927, les taux d'intérêt réagiraient lentement et de manière incomplète aux variations du taux de l'inflation. L'interprétation la plus commune étant que les anticipations inflationnistes -qui ont un effet sur les taux d'intérêt- réagissent lentement à l'inflation passée.

La plupart des études faites vont dans la même direction que les résultats de **Fisher**, cependant Eugene **Fama** (1975) qui s'est lui aussi penché sur le cas de l'économie américaine est arrivé à une conclusion différente. Il s'est intéressé à l'efficacité du marché financier pour les bons du trésor allant de un à six mois, l'étude s'est faite sur la période 1953-1971 et a montré que le marché était efficient dans durant cette période, que les taux d'intérêt résumaient toutes les informations sur l'inflation future et les variations du taux d'intérêt nominal étaient entièrement dues au taux d'inflation anticipée, ce qui incitait les taux d'intérêt à réagir immédiatement et de manière complète aux variations des anticipations inflationnistes. **Fama** a tout d'abord estimé l'autocorrélation des taux d'intérêt comme l'avait fait Fisher avant lui, et a également estimé une régression avec l'inflation comme variable dépendante plus la valeur passée de l'inflation comme variable explicative :

$$\pi_t = -r + i_t + \pi_{t-1} + e_t$$

$r$  : taux d'intérêt réel,  $i$  : taux d'intérêt nominal  $\pi_{t-1}$  : *taux d'inflation à l'instant  $t-1$*   
et  $e_t$  : *bruit blanc*

Les résultats de **Fama** ont été critiqués car ils ne pouvaient pas être comparés à ceux de **Fisher**, qui lui, avait pris en compte plusieurs valeurs passées de l'inflation, et la différence entre ces deux travaux serait due à la période étudiée -qui se trouvait être plus tranquille- et présentait moins de fluctuations dans le cas de **Fama**, et non pas à l'amélioration de l'efficacité des marchés financiers, développement des méthodes d'estimations et des données comme le suggère ce dernier.

Dans la majorité des cas, les études qui se penchent sur la relation entre les taux d'intérêt et le taux d'inflation se basent sur la relation de **Fisher** comme fondement théorique et ont recours aux tests ADF et PP pour étudier la stabilité des séries, et au test de granger, de **Johansen** et aux modèles VECM pour étudier cette relation. On peut notamment citer : **Amaefula C.G** (2016)<sup>1</sup> qui a étudié le cas du Niger sur la période 01/1985- 12/2014 et a trouvé qu'il y a bien une relation de long terme entre les deux variables et que cette relation est unilatérale et va du taux d'intérêt vers l'inflation sur le long terme. **Awomuse B. O. and Santos Alimi R.** (2012)<sup>2</sup>, qui se sont eux aussi penchés sur le cas du Niger sur la période 1970-2009, ont conclu qu'il y a bien une relation de long terme entre les deux variables mais elle n'est pas unitaire (une augmentation du taux d'inflation ne conduit pas à une augmentation du même degré dans le taux d'intérêt), et que la relation de causalité va de l'inflation anticipée vers le taux d'intérêt nominal uniquement. **Safdari Mahdi and Soleymani Masood** (2011)<sup>3</sup> qui ont étudié le cas de l'Iran, ont conclu qu'il y a bien une relation de long terme entre les deux variables. Dans le cas du Pakistan **Ayub G, Rehman N.U, Iqbal M, Zaman Q, Atif M.** (2013)<sup>4</sup> ont démontré qu'il y a une relation de long terme entre les deux variables à travers l'étude faite sur la période 1973-2010. Les résultats ont montré qu'il-y-avait une relation à long terme entre les deux variables. **Milind Sathye, Dharmendra Sharma, Shuang zhe Liu** (2008)<sup>5</sup> ont étudié le cas de l'Inde sur la période 1996 -2004, et sont arrivés au résultat indiquant que les deux variables sont cointégrées et il y a bien un effet Fisher et que l'inflation anticipée est causée par les taux d'intérêt nominaux selon **Granger**.

**Paul A. Johnson** (2005)<sup>6</sup> démontre que la cointégration entre le taux d'intérêt nominal et le taux d'inflation anticipée est une condition nécessaire mais non suffisante pour prouver qu'il y a effectivement un effet Fisher. La condition suffisante étant l'imprévisibilité de l'erreur de prévision de l'inflation, en d'autres termes, que le taux d'intérêt nominal contient une estimation optimale de l'inflation ce qui peut être testé en utilisant l'approche de SIGNAL EXTRACTION de Durlauf et Hall (1988-1989).

D'autres ont eu recours à des méthodes d'estimation différentes comme **Booth G. Geoffrey and Cetin Ciner** (2000)<sup>7</sup> qui ont utilisé « unrestricted cointegration structure » pour étudier la relation à long terme entre le taux d'intérêt à court terme de la monnaie européenne et le taux d'inflation pour neuf pays européens plus les USA. Les résultats ont montré qu'il y a une relation unitaire entre les deux variables. **Pierre St-Amant** (1996)<sup>8</sup> qui lui a eu recours à un modèle VAR structurel afin de décomposer le taux d'intérêt aux USA en deux composantes, qui sont le taux d'intérêt réel ex-ante et le taux d'inflation anticipée, et de déterminer le choc de ces deux derniers sous les hypothèses suivantes: les deux variables sont cointégrées et le taux d'intérêt réel est stationnaire, est arrivé à la conclusion que les deux variables aident à expliquer le taux d'intérêt nominal. **John H. Wood**<sup>9</sup> qui entreprend de refaire le travail de **Fama** en estimant l'autocorrélation des taux d'intérêts sur une période plus étendue, a conclu que le taux d'intérêt nominal ne répond pas correctement à l'inflation lorsque cette dernière est trop volatile, chose qui a pu être constatée avant 1953 et après 1971.

**Mochal Brzoza-Brzezina**<sup>10</sup> quant à lui s'est basé sur la théorie quantitative de la monnaie comme fondement théorique pour étudier la relation de long terme entre l'écart entre le taux d'intérêt naturel et le taux d'intérêt réel d'un côté, et le taux d'inflation dans un premier modèle et la variation dans le taux d'inflation dans un deuxième modèle de l'autre. Les données utilisées sont semi-annuelles sur la période 1954-1999 et concernent l'économie américaine. Les tests ADF et PP ont été utilisés pour déterminer l'ordre

d'intégration des séries, et les modèles VECM pour étudier les relations de long terme entre les différentes variables. Les résultats ont montré qu'il y a bien une relation de long terme entre l'écart du taux d'intérêt réel et la variation du taux d'intérêt.

### III- Cadre théorique sur la relation entre le taux d'intérêt et l'inflation:

Avant d'étudier la relation qui lie les taux d'intérêt à l'inflation il faudrait d'abord faire une distinction entre le taux d'intérêt réel et les taux d'intérêt nominal. Le taux d'intérêt réel est la traduction du taux d'intérêt nominal en terme de biens et services, en sachant que le taux nominal est le montant en cash qui doit être payé lors de l'octroi d'un crédit ou bien le gain que l'on reçoit lorsque l'on place son argent. Cette traduction est bien plus difficile dans le cas du taux d'intérêt par rapport au salaire par exemple. Car il s'agit de passer du cash aux biens et services au présent mais aussi dans le futur, quand l'argent sera remboursé. Les taux d'intérêt réel et nominal sont les mêmes dans le cas où le pouvoir d'achat de la monnaie en terme de coût de vie (inflation) est constant, mais quand ce dernier change, le taux d'intérêt nominal change et prend cette appréciation ou dépréciation en compte<sup>11</sup>. En sachant que le taux d'intérêt réel est déterminé par la performance temporelle des individus et, est donc approximativement constant<sup>12</sup>.

Sous l'hypothèse de la neutralité de la monnaie il ne devrait pas y avoir une relation de causalité entre les taux d'intérêt réel et le taux d'inflation. Les taux d'intérêt réels sont déterminés par l'offre et la demande de fonds prêtables, et le taux d'inflation est quand à lui déterminé par le taux de croissance de la monnaie selon la théorie quantitative de la monnaie. Ainsi comme le taux d'intérêt réel ne peut être affecté par le taux de croissance de la monnaie car s'est une variable réelle, alors c'est le taux d'intérêt nominal qui doit s'ajuster de manière à ce que le taux d'intérêt réel ne change pas. Donc selon **Fisher** si le taux d'inflation change il en résultera un changement équivalent dans le taux d'intérêt nominal.

La relation de **Fisher** peut être déduite à partir du modèle MIU (The money in the utility function) de base (le choix entre loisir et travail ainsi que l'incertitude ne sont pas pris en compte), où la monnaie est introduite dans la fonction d'utilité afin de traiter et d'analyser le côté monétaire, l'une des approches utilisées pour palier au fait que la modèle néoclassique soit un modèle non monétaire. La fonction d'utilité totale est donnée comme suit<sup>13</sup>:

$$W = \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t u(c_t, m_t) \dots (1)$$

$\beta$ : Taux d'actualisation subjectif,  $0 < \beta < 1$ .

$c_t$ : Consommation par tête.

$m_t$ : Monnaie réelle détenue par tête

On suppose que les agents économiques détiennent de la monnaie liquide, des obligations qui rapportent un taux d'intérêt  $i_t$  plus un capital physique. Ils divisent leurs ressources entre la consommation, l'investissement en capitale physique, l'accumulation des soldes de monnaie réelle et des obligations.

La relation suivante représente la contrainte budgétaire du secteur des ménages au niveau macroéconomique (par personne).  $f\left(\frac{k_{t-1}}{1+n}\right)$  représente la fonction de production agrégée par tête,  $n$  est le taux de croissance constant de la force du travail,  $k_{t-1}$  est le stock de capital par tête en début de période (t-1),  $\tau_t$  sont les transferts reçus par le gouvernement par tête,  $\delta$  représente le taux de dépréciation du capital physique,  $\pi_t$  est le taux d'inflation et  $b_t$  l'accumulation d'obligations par tête.

$$w_t = f\left(\frac{k_{t-1}}{1+n}\right) + \tau_t + \left(\frac{1-\delta}{1+n}\right)k_{t-1} + \frac{(1+i_{t-1})b_{t-1} + m_{t-1}}{(1+\pi_t)(1+n)} = c_t + k_t + m_t + b_t \dots (2)$$

L'agent économique se doit de choisir les valeurs de  $c_t$ ,  $k_t$ ,  $m_t$  et  $b_t$  qui maximisent  $W$  (la fonction d'utilité totale) selon  $w_t$  (contrainte budgétaire par personne). Pour cela on maximise ce qu'on appelle une fonction de valeur de l'utilité actualisée  $V(w_t)$ :

$$V(w_t) = \text{MAX}_{c_t, b_t, m_t, k_t} \{u_t(c_t, m_t) + \beta V(w_{t+1})\} \dots (3)$$

Sachant que  $w_t = c_t + k_t + m_t + b_t$

Alors  $k_t = w_t - m_t - b_t - c_t$

Et donc :

$$V(w_t) = \text{MAX}_{c_t, b_t, m_t} \left\{ u(c_t, m_t) + \beta V \left[ f \left( \frac{w_t - m_t - b_t - c_t}{1+n} \right) + \tau_{t+1} + \left( \frac{1-\delta}{1+n} \right) w_t - m_t - b_t - c_t + \frac{(1+i_t)b_t + m_t}{(1+\pi_{t+1})(1+n)} \right] \right\}$$

Les conditions de premier ordre sont :

$$\frac{dV(w_t)}{d c_t} = u_c(c_t, m_t) - \frac{\beta}{1+n} [f(k_t) + 1 - \delta] V(w_{t+1}) = 0 \dots (4)$$

$$\frac{dV(w_t)}{d m_t} = u_m(c_t, m_t) - \beta \left[ \frac{f(k_t) + 1 - \delta}{1+n} \right] V(w_{t+1}) + \frac{\beta V(w_{t+1})}{(1+\pi_{t+1})(1+n)} = 0 \dots (5)$$

$$\frac{dV(w_t)}{d b_t} = - \frac{f(k_t) + 1 - \delta}{1+n} + \frac{1+i_t}{(1+\pi_{t+1})(1+n)} = 0 \dots (6)$$

Selon le théorème :

$$V(w_t) = \lambda_t = u_c(c_t, m_t) = \frac{\beta}{1+n} [f(k_t) + 1 - \delta] V(w_{t+1})$$

Avec (5) on a :

$$u_m(c_t, m_t) - u_c(c_t, m_t) + \frac{\beta V(w_{t+1})}{(1+\pi_{t+1})(1+n)} = 0$$

$$\Rightarrow \frac{u_m(c_t, m_t)}{u_c(c_t, m_t)} = 1 - \left[ \frac{1}{(1+\pi_{t+1})(1+n)} \right] \frac{\beta u_c(c_{t+1}, m_{t+1})}{u_c(c_t, m_t)}$$

Par définition le taux de rendement réel du capital est  $r_t = f(k_t) - \delta$ , on obtient donc avec l'aide de l'équation (4):

$$u_c(c_t, m_t) - \frac{\beta(1+r_t)}{1+n} V(w_{t+1}) = 0$$

Et après quelques arrangements on obtient :

$$\frac{\beta u_c(c_{t+1}, m_{t+1})}{u_c(c_t, m_t)} = \frac{1+n}{1+r_t}$$

Et de là :

$$\frac{u_m(c_t, m_t)}{u_c(c_t, m_t)} = 1 - \left[ \frac{1}{(1+\pi_{t+1})(1+n)} \right] \frac{1+n}{1+r_t}$$

Avec (6) on a :

$$\begin{aligned} \frac{1+i_t}{(1+\pi_{t+1})} - (1+r_t) &= 0 \\ \Rightarrow 1+i_t &= (1+r_t)(1+\pi_{t+1}) \dots (7) \end{aligned}$$

Vu que les taux d'intérêts ainsi que l'inflation prennent des valeurs petites on aura dans ce cas  $r_t \pi_{t+1} \rightarrow 0$ , de ce fait, l'équation précédente peut être réécrite de la manière suivante :

$$i_t = r_t + \pi_{t+1} \dots (8)$$

La relation de **Fisher** peut être lue EX-ANTE ou EX-POST. Elle peut être utilisée EX- ANTE selon un taux de rendement réel et une inflation anticipée donnée pour déterminer le taux d'intérêt nominal qui doit être attribué à l'emprunt (charged for the loan), comme l'illustre l'équation précédente, ou bien, elle peut être utilisée EX-POST, pour décrire le pouvoir d'achat réel d'un prêt (real purchasing power of a loan). Une autre manière d'interpréter la relation précédente est par le coût de détention de la monnaie. Les actifs financiers ont un rendement réel égal à  $r$  et comme la valeur de la monnaie décline à cause de l'inflation, son rendement réel est égal à  $(-\pi^e)$ . Ainsi le coût de détention de liquidité qui est représenté par le taux d'intérêt nominal, est égal à  $r^e - (-\pi^e)$ .

Les canaux par lesquels une variation du taux d'intérêt est susceptible d'avoir une incidence sur le niveau des prix peuvent être distingués en canaux de demande et d'offre.

Du côté de la demande, le canal est déterminé par les conditions d'équilibre dans le marché de biens et services et le marché monétaire. Une augmentation du taux d'intérêt augmente le coût d'opportunité de la tenue de liquidités, ce qui a un impact négatif sur la demande de monnaie. La réduction de la demande de monnaie crée une offre excédentaire de crédits et stimule une hausse de la demande globale. Par conséquent, les prix doivent augmenter afin que les individus puissent être satisfaits de détenir le stock de monnaie existant plutôt que de le dépenser pour des produits de base ou des actifs porteurs d'intérêt.

D'autre part, les variations du taux d'intérêt sont susceptibles d'affecter la condition d'équilibre sur le marché des biens et services et de là, les prix. Une hausse des taux d'intérêt devrait avoir une incidence sur le revenu disponible et sur la préférence du public à consommer ce revenu. Alors que l'intérêt net est ajouté au revenu disponible des prêteurs dans l'économie, il diminue le revenu disponible à dépenser pour les emprunteurs. Par conséquent, une hausse du taux d'intérêt devrait augmenter la consommation pour les prêteurs et diminuer la consommation pour les emprunteurs. Si la propension marginale à consommer pour les emprunteurs est plus élevée que celle des prêteurs, une hausse du taux d'intérêt entraînerait probablement une baisse de la demande de consommation. En outre, une modification du taux d'intérêt devrait avoir un impact négatif sur les dépenses d'investissement dans deux directions. Premièrement, une augmentation du taux d'intérêt a un impact négatif sur la valeur actualisée nette du rendement attendu du placement. Deuxièmement, une hausse du taux d'intérêt augmente le coût du crédit, ce qui devrait également réduire la demande d'investissement. Ce canal diminue encore la demande globale et, à son tour, le prix. Ainsi, l'interaction entre le taux d'intérêt et la demande de l'économie ne permet pas de prédire clairement l'incidence du taux d'intérêt sur le niveau des prix<sup>14</sup>.

Du côté de l'offre, le canal du taux d'intérêt est également compliqué par la présence de facteurs contradictoires. Une augmentation du taux d'intérêt signifie un coût plus élevé de la production et donc une hausse des prix. Cependant, une augmentation du taux d'intérêt a un effet de substitution inter-temporelle sur l'offre de main-d'œuvre. Les travailleurs préfèrent travailler plus aujourd'hui pour augmenter leur épargne à un taux d'intérêt plus élevé. L'augmentation de l'offre de travail augmente la production fournie et, à son tour, diminue les prix. En bref, l'effet combiné des canaux de demande et d'offre suggère un impact ambigu du taux d'intérêt sur le prix.

#### **IV- Politique monétaire et évolution de l'inflation et du taux d'intérêt en Algérie:**

Sur la période qui a précédé les années 90 la Banque Centrale d'Algérie n'était pas indépendante et ne faisait que financer la trésorerie. Cette période s'est caractérisée par des

taux d'intérêt fixes qui ne variaient pas selon la loi du marché, à des niveaux bas avec des taux d'intérêt réels négatifs. Comme l'Algérie avait opté pour un système centralisé où les prix étaient subventionnés et prédéterminés, les taux d'inflation étaient plutôt raisonnables mais maintenus artificiellement.

Bien que la loi sur de la monnaie et le crédit ait accordé plus d'indépendance à la Banque Centrale devenue Banque d'Algérie, il a fallu attendre 1991 pour mettre en place les outils nécessaires à l'application de cette loi qui a été mise en veille durant 1992 et 1993. Dans ce cas, on ne peut parler de politique monétaire qu'à partir de 1994.

La Banque d'Algérie a trois instruments afin d'atteindre les buts qu'elle se fixe: le refinancement bancaire, les réserves obligatoires et l'encadrement du crédit. L'open market et le taux de réescompte (qui rentre dans le cadre du refinancement bancaire) ont été utilisés jusqu'au début 2001. En effet la Banque d'Algérie a cessé d'intervenir dans le marché monétaire à cause de la grande liquidité qui le caractérisait. Sans oublier de mentionner qu'un instrument indirect de la politique monétaire a été utilisé, et qui est la reprise de liquidité par appel d'offre<sup>15</sup>.

À la fin des années 80 l'état de l'économie Algérienne s'est détérioré à cause de la crise pétrolière de 1986. Ainsi, les autorités ont été poussées à exécuter le programme de changement structurel. Cette période a connu un taux d'inflation moyen élevé de 20,79%, sachant que les autorités ont eu recours à l'émission monétaire pour financer la dette publique. La volonté du gouvernement de se diriger vers une économie de marché l'a poussé à la libéralisation des prix en 1994, ce qui a induit une forte augmentation des prix (jusqu'à 100% pour les produits alimentaires), cette année là a connu un taux d'inflation de 34,4%.

À partir de 1998 la baisse des salaires de 30%, en plus de la politique monétaire restrictive a conduit à une baisse du taux de liquidité à 12% en 2000 contre 45,8% en 1994. Si on ajoute la restriction dans le budget (qui a connu un surplus de 10% en 2000 par rapport à un déficit de 8,7% en 1994) on obtient une diminution de la demande globale et ainsi une diminution du taux d'inflation, qui a connu son niveau le plus bas en 2000 (0.3%)<sup>16</sup>.

Le taux d'inflation a connu des niveaux plus stables dans la période qui a suivi les années 2000 grâce à une politique budgétaire restrictive se caractérisant par un surplus budgétaire de 10% en 2000 par rapport à -8% en 1994, et une politique monétaire restrictive se caractérisant par un ratio M2/PIB de 12% en 2000 contre 45.8% en 1994<sup>17</sup>.

Malgré le taux de liquidité grandissant, la politique monétaire entreprise par la Banque d'Algérie a permis de contenir l'inflation. Entre 2002 et 2010 le taux d'inflation a été de 3.5% en moyenne, et cela dans le contexte d'une forte réduction de la dette publique et de la contribution du trésor public dans la stérilisation de l'excès de liquidité. En sachant que le cadre de la politique monétaire a été réformé en 2010 pour instituer l'objectif de la stabilité des prix comme objectif explicite de la politique monétaire.

Néanmoins le taux d'inflation a connu un pic égalant 8.89% en 2012, une inflation à caractère endogène due à l'augmentation des prix d'un nombre très limité de produits frais (viande, olive ... etc.)<sup>18</sup>. La tendance est retournée à la baisse les deux années qui suivirent pour atteindre une valeur de 3.8% en 2014. Ainsi les prix sur le marché intérieur ont suivies le mouvement de désinflation générale sur le marché mondial, notamment une baisse des principaux produits agricoles importés<sup>19</sup>. Cela dit l'inflation augmentera de nouveaux en 2015 pour atteindre 4.62%<sup>20</sup>.

Les taux d'intérêts quant à eux ont connu plusieurs changements à partir de 1989, après que les autorités aient entrepris une libéralisation de ces derniers à la fin des années 80. Les taux d'intérêts ont augmenté jusqu'à 5% de 1986 à 1989 après avoir stagné à 2,75% durant 1972 -1986, et l'augmentation a continué durant les années 90. L'Algérie n'a commencé à avoir des taux d'intérêts réels positifs qu'à partir de 1997, grâce à la maîtrise de l'inflation<sup>21</sup>.

Durant longtemps les banques secondaires avaient connu un déficit de liquidité structurel et le marché interbancaire faisait office de lieu de demande des banques secondaires auprès de la Banque d'Algérie. Ceci a changé au début des années 2000, où le rôle de la Banque d'Algérie a changé dans le cadre des excédents de liquidité qui caractérisé cette période, son but étant d'absorber cette liquidité excédentaire.

L'offre et la demande des liquidités est fonction des taux d'intérêt interbancaire, et en Algérie la structure de ces taux se compose du taux moyen pondéré au jour le jour ainsi que du taux moyen pondéré à trois mois. Le taux moyen pondéré au jour le jour est la cible que se fixe la Banque d'Algérie lorsqu'elle se fixe un objectif de taux d'intérêt. La Banque d'Algérie a eu recours aux réserves obligatoires en mars 2001 pour parer à d'éventuels dérapages des banques dans l'octroi du crédit car l'excès de liquidité rend les banques secondaires moins dépendantes de la Banque d'Algérie et les réserves obligatoires restaurent cette dépendance. Après son augmentation jusqu'à 47% en 2002 (année caractérisée par une importante augmentation des liquidités), le taux de réserve obligatoire est resté inchangé par la suite, et la Banque d'Algérie a eu recours aux techniques de reprise de liquidité et de facilité de dépôt en 2005.

A cause des excédents de liquidité qu'a connu le marché interbancaire, les taux interbancaire ont chuté pour se stabiliser ensuite à 2% à partir de 2004 pour les taux pondérés moyens à trois mois, et à 1.219% à partir de 2005 pour les taux pondérés moyens au jour le jour<sup>22</sup>. L'année 2009 a connu une rupture avec la tendance haussière de l'excès de liquidité qui s'est instaurée à partir de 2002, mais l'année 2010 a confirmé le caractère structurel de cet excès avec une expansion de près de 4.18%. Le taux d'intérêt interbancaire a évolué au sein d'une fourchette de 3.9% à 3.4% en 2009 contre une fourchette de 3,9% à 1.2% en 2010. En sachant qu'en termes de fin de période le taux moyen pondéré s'est élevé à 3.4% en 2008 et 3.3% contre 2007<sup>23</sup>.

Il y a eu une forte baisse des taux sur le marché interbancaire en 2012, les taux moyens pondérés ont évolué dans une fourchette de 0.21875% et 0.46875%, cette hausse est causée selon la Banque d'Algérie par « *une forte réduction de la demande de fonds prêtables sur le marché interbancaire, soit un flux de 10 milliards de dinars en moyenne mensuelle en 2012 contre 31 milliards de dinars en 2011* »<sup>24</sup>.

Les trois années qui suivirent ont connu quant à elles une augmentation des taux d'intérêt moyens pondérés qui ont évolué de manière consécutive entre 0.28125% et 4%, 0.3125% et 4%<sup>25</sup> et 0.62% et 4.44%<sup>26</sup> en 2013, 2014 et 2015.

## V- Les données :

Afin d'étudier la relation entre l'inflation et les taux d'intérêt, nous allons utiliser des données trimestrielles s'étendant du premier trimestre 1990 au dernier trimestre 2015 fournies par la Banque d'Algérie. L'inflation (*inf*) est représentée par le taux de variation de l'indice des prix à la consommation et les taux d'intérêt (*int*) par les taux d'intérêt interbancaires moyens pondérés.

Comme l'inflation anticipée n'est pas donnée, nous allons avoir recours à l'hypothèse de Fama (1975)<sup>27</sup> qui considère que l'inflation anticipée n'est que l'inflation actuelle plus un terme d'erreur représenté par un bruit blanc ( $\varepsilon_t$ ) :

$$\pi_t^e = \pi_t + \varepsilon_t, \dots \dots (9)$$

En supposant qu'à long terme la moyenne du terme d'erreur soit nulle :

$$E(\varepsilon_t) = 0$$

On aura dans ce cas, une inflation anticipée égale à l'inflation actuelle à long terme<sup>28</sup> :

$$\pi_t^e = \pi_t, \dots \dots \dots (10)$$



## VI- Etude empirique :

Avant de commencer l'analyse de la relation entre l'inflation et les taux d'intérêt en Algérie, il est nécessaire de se pencher sur la stationnarité de nos deux séries et cela afin de déterminer leur ordre d'intégration et avoir une idée sur une éventuelle relation à long terme et le type de modèle pouvant être utilisé.

### a- Test de stationnarité :

Les résultats obtenus en appliquant le test de Dicky-Fuller augmenté sur les séries en niveau et sur les premières différences (tableau (1) en annexe) nous montrent que les deux séries sont toutes deux non-stationnaires en niveau et le deviennent à la première différence. Elles sont donc toutes deux intégrées d'ordre un  $I(1)$ , on en conclut dans ce cas, qu'il y a une possibilité de cointégration.

### b- Test de cointégration :

Nous allons à présent tester s'il y a bien une relation d'équilibre à long terme entre l'inflation et le taux d'intérêt. Pour cela nous nous baserons sur l'approche de **Johansen** en utilisant le test de **Trace** et d'**Eigenvalue**, mais avant nous devons d'abord déterminer le nombre de retards du modèle VAR.

Selon les différents tests appliqués et comme le montre le tableau (2) en annexe, la plupart des critères statistiques choisissent un nombre de retard correspondant à deux.

Le teste de **Trace** (tableau (3) en annexe), démontre qu'il y a une relation de cointégration au maximum, résultat confirmé avec le test d'**Eigenvalue**, au degré de liberté 5% ce qui implique qu'il y a une relation d'équilibre à long terme entre l'inflation et le taux d'intérêt.

### c- Estimation du modèle :

Nous allons maintenant déterminer le modèle dynamique susceptible de nous indiquer les différentes réactions entre les deux variables et ce, dans le cadre d'un modèle VAR.

Le choix de l'approche n'est pas anodin. En effet, si les variables étudiées sont cointégrées (comme c'est le cas dans notre étude), nous pouvons alors différencier entre deux méthodes pour déterminer le système VAR, et dans ce cas le modèle VECM est adéquat. Cependant l'utilisation des variables sous forme de différences peut mener à de réels soucis économétriques. Dans ce sens, **Hendry et Cléments** (1995)<sup>29</sup> ainsi que **Rasch et Hoffman** (1996)<sup>30</sup> certifient que l'utilisation du VAR n'est pas contraignante en niveau, en justifiant que le but essentiel de son utilisation réside dans le fait de déterminer les différentes relations existant entre les variables du système étudié. Aussi, la méthode des différences, selon eux, impose aux variables non-stationnaires la contrainte de se débarrasser d'une partie importante des informations susceptibles d'aider à observer le mouvement et la direction des variables à travers le temps. Pour ces raisons, et vu la nature de notre étude et le but recherché, nous avons choisi de la mener en utilisant l'approche du VAR sur des variables en niveau.

#### ➤ *Test de causalité de Granger :*

Le test de **Granger** est un premier pas dans l'analyse des relations entre l'inflation et les taux d'intérêt, il nous permet d'étudier l'éventuelle causalité qu'il pourrait y avoir entre deux variables. On dit qu'une variable donnée cause selon **Granger** une deuxième variable si les valeurs passées de la première variable contribuent à améliorer la prédiction des valeurs futures de la deuxième variable.

Selon les résultats présentés dans le tableau (4) en annexe, il y a une causalité bilatérale entre les deux variables. Donc, les valeurs de l'inflation auraient une influence sur la formation des taux d'intérêt interbancaires en Algérie, et vice versa.

Avant de se pencher sur la fonction de réponse et à la décomposition de la variance, il nous faut d'abord juger de la validité du modèle et de sa stationnarité en se basant pour cela, sur le graphe (3) en annexe qui nous indique selon le test « Inverse Roots of AR Characteristic Polynomial », que le modèle VAR est bien stationnaire (puisque tous les points se trouvent dans le cercle).

#### ➤ *Fonctions de réponse :*

Les fonctions de réponse nous permettent de déterminer l'impact d'un choc à travers une période donnée et de comprendre la dynamique de réponse d'une variable suite à une variation d'une autre variable. Ainsi, un choc positif sur le taux d'intérêt a un effet positif sur l'inflation mais pas immédiat (graphe (4) en annexe). Ce n'est qu'à partir de la seconde période qu'on enregistre une réaction positive égalant 0.49 qui diminue pour atteindre 0.35 la troisième période, et continuera à baisser progressivement sur les périodes suivantes. Par contre, il y a une réaction immédiate du taux d'intérêt au choc positif sur l'inflation mais très faible puisqu'elle est égale à 0.059. Cependant, cette augmentation grandit à vue d'œil à partir du deuxième trimestre pour atteindre 0.83 à la sixième période en d'autres termes après un an et demi, pour se stabiliser aux alentours de 0.85 sur le reste de la période.

Les résultats obtenus confirment bien une relation positive entre le taux d'intérêt et l'inflation en Algérie, mais si l'impact de l'inflation sur le taux d'intérêt est notable, l'impact de ce dernier sur l'inflation quant à lui est beaucoup moins important.

#### ➤ *Décomposition de la variance :*

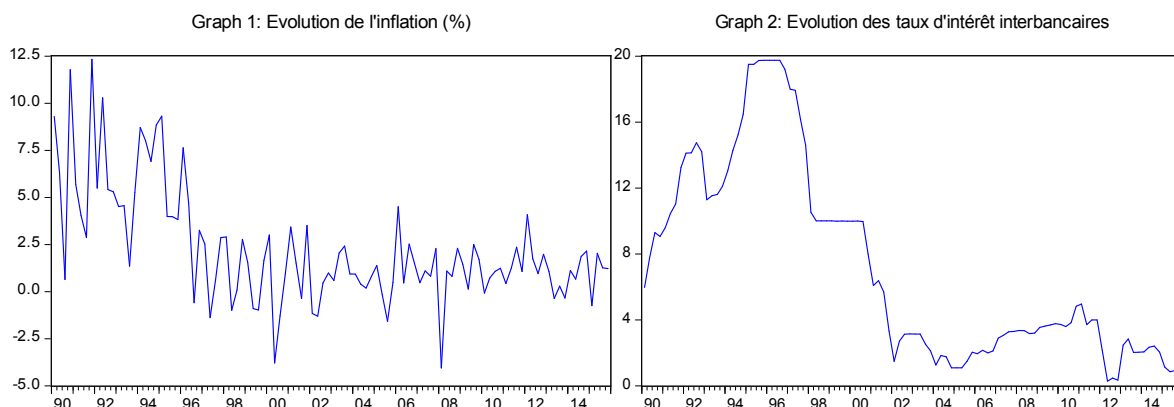
La décomposition de la variance nous permet de savoir le degré d'explication d'une variable donnée par les variations d'une seconde variable. Les résultats montrent que les taux d'intérêt ont un très faible rôle dans la détermination des variations de l'inflation, car égalant 0% à la première période, le taux d'explication ne dépasse pas les 10% durant les neuf périodes suivantes (graphe (5) en annexe). Le pourcentage que représente le taux d'inflation dans l'explication des variations des taux d'intérêt est quant à lui plus élevé, mais reste tout de même faible. Avec une participation de 0.48% en début de période, il arrive à atteindre les 20% au cinquième trimestre pour stagner ensuite aux environs des 30%.

## VI. Conclusion:

Nous avons essayé à travers cette étude de nous pencher sur la relation entre les taux d'intérêt et le taux d'inflation dans le but de tester la relation de Fisher en Algérie, et cela via l'estimation d'un modèle VAR et l'analyse de l'impact qu'auraient les deux variables l'une sur l'autre ainsi que le degré d'explication des variations de ces dernières.

Les résultats obtenus ont montré qu'il y a bien une relation d'équilibre à long terme entre les taux d'intérêt interbancaires et l'inflation en Algérie. L'analyse de la fonction de réponse a montré quant à elle, que cette relation est positive et que l'impact qu'a l'inflation sur les taux d'intérêt est beaucoup plus fort à long terme ce qui correspond parfaitement à la théorie énoncée par **Fisher**. Par contre l'effet qu'ont les taux d'intérêt sur l'inflation est relativement faible même à long terme. Pour finir, la décomposition de la variance donne des résultats qui vont dans le même sens que ceux de l'analyse de la fonction de réponse. En effet, l'inflation comme les taux d'intérêt n'expliquent qu'un pourcentage très faible de la variation de l'autre. Il y a donc bien une relation bilatérale positive entre les taux d'intérêt interbancaires et le taux d'inflation en Algérie, mais l'impact qu'ont les deux variables l'une sur l'autre est faible.

**- ANNEXES :**



**Tableau (1): Test de ADF et ADF sur les premières différences**

Variables	ADF	Valeurs critiques	Prob.	Variables	ADF	Valeurs critiques	Prob.
<i>Inf</i>	-3.25	1% :-4.05 5% :-3.45 10% :-3.15	0.0793	<i>D(inf)</i>	-11.85	1% :-4.05 5% :-3.45 10% :-3.15	0.000
<i>int</i>	-2.31	1% :-4.05 5% :-3.45 10% :-3.15	0.42	<i>D(int)</i>	-6.73	1% :-4.05 5% :-3.45 10% :-3.15	0.000

Réalisé par les auteurs à partir de l'output d'Eviews 8

**Tableau (2): Estimation du lag**

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-522.4354	NA	190.5633	10.92574	10.97916	10.94733
1	-329.2425	374.3112	3.700637	6.984218	7.144490	7.049003
2	-319.2331	18.97615*	3.265644	6.859023	7.126142*	6.966997*
3	-315.0101	7.830168	3.251580*	6.854376*	7.228344	7.005540
4	-311.1626	6.973625	3.263837	6.857553	7.338368	7.051907
5	-311.0374	0.221540	3.541491	6.938280	7.525943	7.175823
6	-307.1028	6.803608	3.551024	6.939642	7.634153	7.220375
7	-304.8843	3.743787	3.691984	6.976756	7.778115	7.300678
8	-299.7334	8.477486	3.613121	6.952779	7.860986	7.319891

Réalisé par les auteurs à partir de l'output d'Eviews 8

**Tableau (3): Test de cointégration**

Hypothèse nulle	Trace	Prob.	Eigenvalue	Prob.
<b>Aucune*</b>	32.57	0.0063	25.39	0.0059
<b>Au plus 1</b>	7.188	0.3253	7.188	0.3253

(\*) indique le rejet de l'hypothèse nulle au seuil de 5%.

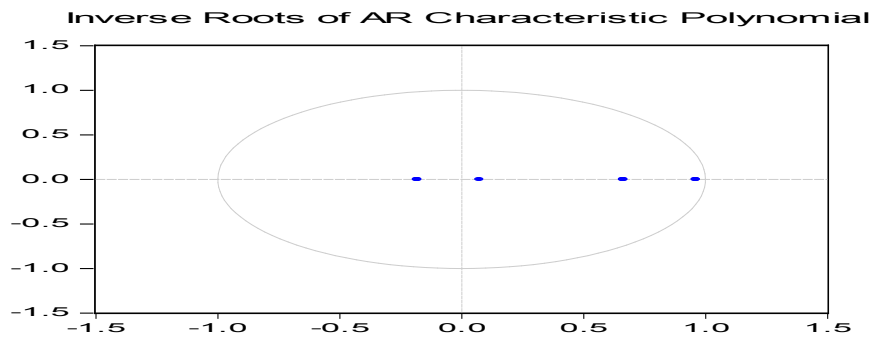
Réalisé par les auteurs à partir de l'output d'Eviews 8

**Tableau (4): Test de causalité**

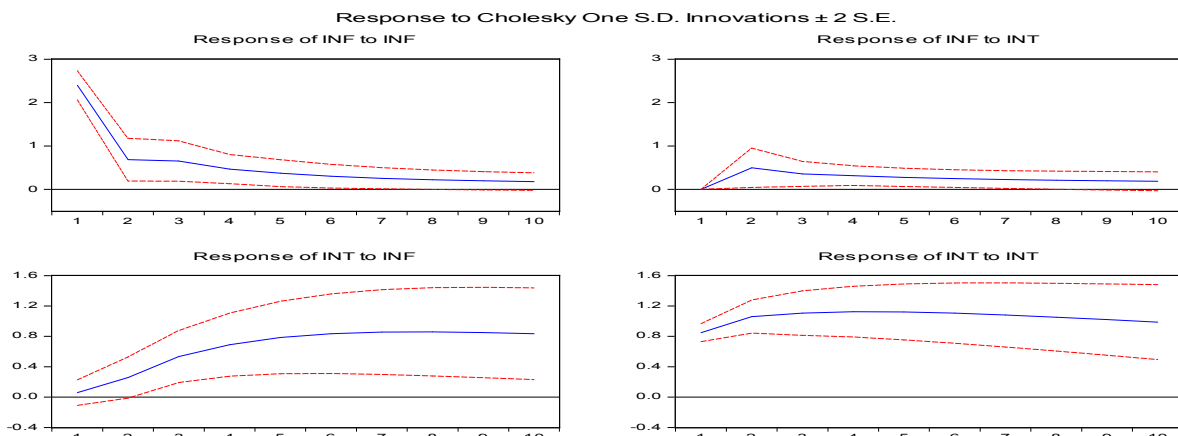
Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
INT does not Granger Cause INF	102	4.06666	0.0201
INF does not Granger Cause INT		6.54066	0.0022

Réalisé par les auteurs à partir de l'output d'Eviews 8

### Graphe 3 : Inverse Roots of AR Characteristic Polynomial

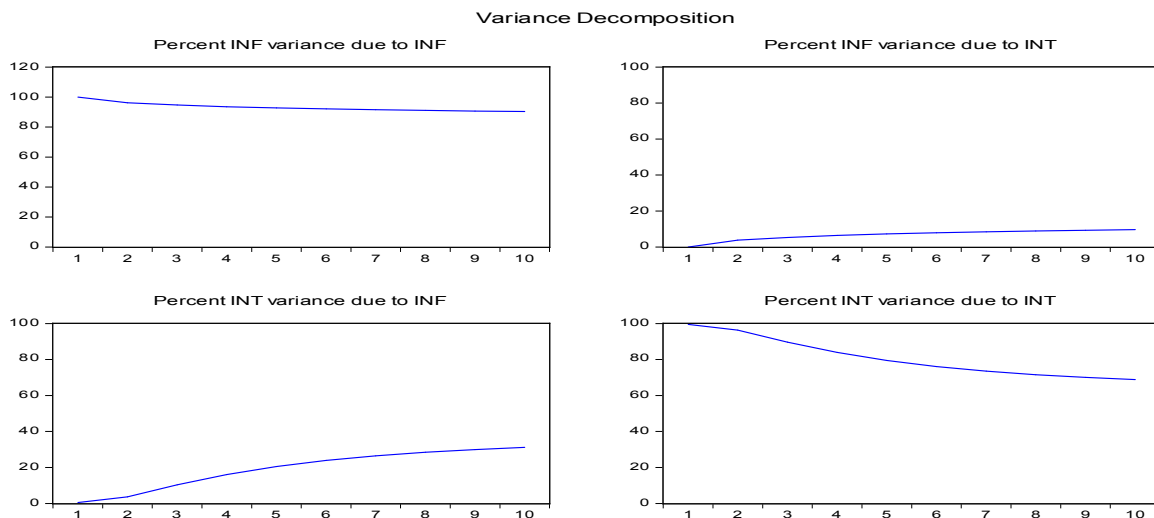


### Graphe 4: Fonctions de réponse



Réalisé par les auteurs à partir de l'output d'Eviews 8

### Graphe 5: Décomposition de la variance



Réalisé par les auteurs à partir de l'output d'Eviews 8

### - Références Bibliographiques:

<sup>1</sup>. Amaefula C. G. **Long-Run Relationship between Interest Rate and Inflation: Evidence from Nigeria.** Journal of Economics and Finance. Volume 7, Issue 3. 2016. PP 24-28.

<sup>2</sup>. Awomuse B. O. and Alimi S. R. **The Relationship between nominal interest rates and inflation: New Evidence and Implication for Nigeria.** Munich Personal RePEc Archive. 2012. PP 1-11.

- <sup>3</sup>. Safdari M. and Soleymani M. **The long run relationship between interest rates and inflation in Iran: Revisiting Fisher's hypothesis**. Journal of Economics and International Finance. Vol. 3(14). 2011. PP 705-712.
- <sup>4</sup>. Ayub G. and others **Relationship between Inflation and Interest Rate: Evidence from Pakistan**. Research Journal of Recent Sciences .Vol 3. 2014. PP 51-55.
- <sup>5</sup>. Sathye M. and others **The Fisher effect in an emerging economy: The case of India**. International Business Research. Vol. 1 N°2. 2008.
- <sup>6</sup>. Johnson P.A. **Is it really the Fisher effect?**. Vassar College Economics Working Paper. 2005.
- <sup>7</sup>. Booth G. G. and Ciner C. **The relationship between nominal interest rates and inflation: international evidence**. Journal of Multinational Financial Management. 2001, PP 269-280.
- <sup>8</sup>. St-Amant P. (1996), **Decomposing U.S. nominal interest rates into expected inflation and ex ante real interest rates using structural VAR methodology**. Bank of Canada. Working paper N°96-2.
- <sup>9</sup>. Wood J. H, **Interest rates and inflation**. Economic Perspectives. Federal Reserve Bank of Chicago 1981. PP 3-12.
- <sup>10</sup>. Brzoza-Brzezina M. **The relationship between real interest rates and inflation**. National Bank of Poland. 2001. PP 3-25.
- <sup>11</sup>. Fisher, I. **The Theory of Interest**. New York: Macmillan. 1930. P22.
- <sup>12</sup>. Bullok M. **The cross-country relationship between interest rates and inflation over three decades**, Reserve Bank of Australia. 1991. P18.
- <sup>13</sup>. Walsh C. E. **Monetary theory and policy**, The MIT press Cambridge Massachusetts. 2010. P 36.
- <sup>14</sup>. Kandil M.A. **Money, interest, and prices: Some international evidence**. International Review of Economics and Finance. 2005. N°14. P 134.
- <sup>15</sup>. Boumghar M.Y. **La conduite de la politique monétaire en Algérie un essai d'examen**, CREAD. 2004. P13.
- <sup>16</sup> Rapport Banque d'Algérie (2002). P 14.
- <sup>17</sup>. MEDACI N. **Évaluation de l'Efficacité de la Politique Monétaire pour la Maitrise de l'Inflation Cas de l'Algérie 1990-2013**. International Journal economics & Strategic Management of Business Process. 2015. Vol.5.
- <sup>18</sup>. Rapport de la Banque d'Algérie 2012. P 40.
- <sup>19</sup>. Rapport de la Banque d'Algérie 2015. P35.
- <sup>20</sup>. Bulletin statistique trimestriel de la Banque d'Algérie.
- <sup>21</sup> Hassam. F. 1986-2004 **Les chemins d'une croissance retrouvée** . L'économiste d'Algérie. 2005. PP 84-85.
- <sup>22</sup>. Achouche M. et Mizi ALLOUA L. **Les réserves obligatoires à taux différenciés et modulation de l'offre de monnaie en Algérie (2001-2008)**. Les Cahiers du CREAD n°97. 2011. P 77.
- <sup>23</sup>. Rapport de la Banque d'Algérie 2010. P 135.
- <sup>24</sup>. Rapport de la Banque d'Algérie 2012. P 140.
- <sup>25</sup> Rapport de la Banque d'Algérie 2014. P 120.
- <sup>26</sup> Bulletin statistique trimestriel de la Banque d'Algérie mars 2016. P 17.
- <sup>27</sup>. Fama E. **Short-term interest rates as predictors of inflation**. The American Economic Review. 65. June 1975. PP 269-282
- <sup>28</sup>. Safdari M. and Soleymani M. (2011). Op. Cit P 707.
- <sup>29</sup>. Clements M. P. and Hendry D. F. **Forecasting in cointegrated Systems**. Journal of Applied Econometrics. Vol 10. 1995. PP 127-146.
- <sup>30</sup>. Hoffman D. L. and Rasche R.H. **Assessing forecast performance in cointegrated system**. Journal of Applied Econometrics. Vol 11. 1996. PP 495-517.