

**Université A. Mira de Bejaia**  
**Faculté des sciences économiques, commerciales et des sciences de**  
**gestion**  
**Département des sciences économiques**

**Mémoire de fin de cycle**  
**En vue de l'obtention du diplôme de Master en Sciences**  
**Economiques**  
**Option : Économie Monétaire et Bancaire (EMB)**

**Intitulé :**

**ESSAI D'ANALYSE DES DETERMINANTS DE**  
**L'INFLATION EN ALGERIE**  
**DURANT LA PERIODE (1980-2015)**

**Réalisé par :**

**-M. TERKI Younes**

**-M. MEDDOUR Nouri**

**Membres du jury :**

**Président: M.GANA Brahim**

**Promoteur: M. MOUFFOK Nacer-Eddine**

**Examineur: M. RACHID Mohamed**

**Année universitaire : 2017/2018**

# Remerciements

*Nous tenons à remercier:*

*Tout d'abord DIEU de nous avoir donné le courage et la patience de mener à bien ce travail ;*

*Nos sincères gratitudees à notre encadreur M. MOUFFOK Nacer Eddine pour sa contribution à l'aboutissement de ce travail, pour sa patience et pour ses judicieuses remarques et sa rigueur scientifique, et pour cela nous tenons à lui exprimer nos vives reconnaissances ;*

*Nous exprimons notre gratitude et nos remerciements à tous ceux qui ont contribué de près ou de loin à la réalisation de ce mémoire ;*

*Nous terminons nos remerciements par les personnes qui nous sont chères, nos familles, notamment nos parents ; on espère qu'ils trouveront dans ce travail notre haute considération, sincères reconnaissances et profonds respects.*

***Younes et NOURI***

# *Dédicaces*

*Au nom de DIEU le Miséricordieux*

*Je dédie ce modeste travail à toute ma famille :*

*A ma très chère mère et à mon père qui ont veillé sur moi depuis ma naissance, mon devenir et de me voir pouvoir servir d'exemple, que DIEU les protèges.*

*A ma sœur, mes frères*

*A mon binôme NOURI*

*A tous mes amis*

*A toute personne qui nous a donné de peu de son temps*

*A tous les camarades de l'université.*

*Younes*

# *Dédicaces*

*Au nom de DIEU le Miséricordieux*

*Je dédie ce modeste travail à toute ma famille :*

*A ma très chère mère, qui a veillé sur moi depuis ma naissance, mon devenir et de me voir pouvoir servir d'exemple, que Dieu la protège.*

*A mon père*

*A mes grands parents maternels et paternels*

*A mon binôme Younes*

*A tous mes amis (es) KENZA, NAMIA, ouahid, mebrouk, et tous les amis de l'association Assalass*

*A toute personne qui nous a donné de peu de son temps*

*A tous les camarades de l'université.*

***NOURI***

# SOMMAIRE

Remerciements

Dédicaces

Sommaire

I. Introduction Générale.....	01
II. Revue de la littérature.....	03
III Données et modèle d'estimation.....	04
IV Résultats et discussion .....	10
V. Conclusion générale.....	23
Bibliographie.....	25
Annexes .....	26
Listes des tableaux .....	35
Listes des Figures et graphes et Liste des abréviations .....	36
Table des matières .....	37

Résumé

## Résumé

Cette étude tente de présenter empiriquement les déterminants de l'inflation en Algérie à partir du modèle VAR, pour une période bien déterminée allant de 1980 à 2015. Les résultats obtenus ont montré que plus au moins 92.25% de la variance du taux d'inflation est constituée d'elle-même. Les autres variables ne représentent pas plus de 4.86% dans le meilleur des cas. La variable taux d'intérêt vient en premier lieu, suivie de la variable du taux de change.

**Mots Clés :** Inflation, masse monétaire, taux d'intérêt, taux de change, prix de pétrole, VAR.

## Abstract

This study attempts to empirically present the determinants of inflation in Algeria from the VAR model for a specific period from 1980 to 2015. The results obtained showed that at least 92.25% of the variance of the inflation rate is constituted of itself. The other variables do not represent more than 4.86% in the best case. The interest rate variable comes first, followed by the exchange rate variable.

**Key word:** Inflation, money supply, interest rate, exchange rate, oil price, VAR.

## ملخص:

نسعى من خلال هذه الدراسة الي ايجاد المعايير الاقتصادية المسببة لظاهرة التضخم في الجزائر باستعمال نموذج فار خلال فترة ما بين 1980 الي 2015. اظهرت النتائج التي تم الحصول عليها ان 92.25% علي الاقل من التباين ان معدل التضخم يتكون بنفسه و ان المعايير الاخرى لا تؤثر الا بنسبة 4.86% في احسن الحالات بحيث يؤثر معدل الفائدة اولاً ثم يتبعه سعر الصرف في التأثير علي التضخم .

**الكلمات المفتاحية :** التضخم . الكتلة النقدية . معدل الفائدة . سعر الصرف . اسعار البترول . فار .

## **I. Introduction générale**

L'inflation est un déséquilibre global qui se traduit par une augmentation générale des prix. L'origine de celle-ci peut être recherchée soit au niveau de la quantité de monnaie mise en circulation, soit tirée par un excès de la demande globale, ou bien poussée par les coûts qui déterminent les prix de l'offre, ou encore par l'importation. Elle joue un rôle important dans l'économie d'un pays et elle détermine le pouvoir d'achat des ménages.

Globalement au plan théorique, un consensus se dégage sur le fait que l'accroissement de la masse monétaire se traduit par une inflation supplémentaire. Ainsi, les banques centrales devraient se concentrer sur la réalisation de la stabilité des prix, reconnue comme le meilleur apport de la politique monétaire à la croissance. Cet objectif assigné aux banques centrales suppose qu'en agissant sur la quantité de monnaie en circulation, elles peuvent modifier le profil de l'inflation.

Mais, le rôle accordé à la politique monétaire doit être cohérent avec les évidences empiriques concernant les relations effectives entre les grandeurs réelles et les grandeurs nominales.

En Algérie, à l'instar de la plupart des banques centrales, la politique monétaire, de la Banque d'Algérie, s'est fixée pour objectif principal la stabilité interne et externe de la monnaie. Ainsi, nous remarquons que la masse monétaire entre 1970 et 1986 est passée de 13 milliards de Dinars à 308.1 milliards de Dinars. Ce niveau élevé de la masse monétaire authentifie l'importance de la monétisation de l'économie algérienne. Cette expansion de la masse monétaire, sans contrepartie productive en biens et services, s'est traduite par un taux d'inflation en permanente progression. L'indice des prix à la consommation a vu une augmentation fulgurante passant de 17.7 en 1970 à 85.7 en 1989. Il a augmenté de 4.9% entre 1970 et 1975, et de 23.8 % de 1976 à 1982, contre une augmentation de 34.3 % entre 1983 et 1989. Soit une augmentation de 68% durant la période 1970 à 1989. Pour pallier à cette situation, une nouvelle disposition monétaire s'est mise en place. Ce fut la promulgation de la loi 90-10 relative à la monnaie et au crédit. Ambitionnant à réduire l'inflation, la loi sur la monnaie et le crédit, tente de mettre fin aux anciennes pratiques monétaires génératrices d'inflation.

L'objectif global de ce travail, est l'analyse empirique des facteurs qui contribuent significativement à la variation du taux d'inflation. Nous allons essayer tout au long de ce travail de répondre à la problématique suivante :

**Est-ce que l'inflation en Algérie est un phénomène purement et simplement monétaire,  
ou un phénomène déterminé par d'autres variables ?**

De cette problématique principale, des interrogations subsidiaires s'imposent :

- L'inflation est-elle vraiment un phénomène monétaire en Algérie ?
- Les variations du prix du pétrole ont-elles un impact sur l'inflation ?
- Quel est l'impact de la politique monétaire, expansive ou restrictive, sur l'inflation ?
- Quels sont les résultats donnés par les modèles d'analyse concernant les déterminants de l'inflation en Algérie ?

Afin d'essayer d'apporter quelques éléments de réponse à toutes ces interrogations, nous partons avec des hypothèses que nous tenterons de vérifier tout au long de ce travail :

**H1** : En Algérie, l'inflation est expliquée par la masse monétaire au sens M2, comme cause principale ;

**H2** : Le prix du pétrole affecte l'inflation de manière directe, ou indirecte ;

**H3** : Le taux d'intérêt réel et le crédit intérieur brut affectent directement l'inflation ;

**H4** : Le taux de change appliqué par la banque centrale influe et cause l'inflation.

Ainsi, nous avons scindé notre travail en deux parties : La première étant théorique, résultant d'un travail de recherche basé sur la collecte de l'ensemble de données extraites de plusieurs supports tels que : ouvrages, revues, sites internet, textes de lois, etc. Cette première partie nous a permis d'acquérir les connaissances nécessaires à la réalisation de notre cas pratique, lequel fait l'objet d'une deuxième partie intitulée : «Essai d'analyse des déterminants de l'inflation en Algérie». Elle est consacrée au traitement de l'inflation, empiriquement, par l'utilisation d'un modèle d'analyse qui est porté sur le modèle Vectoriel-Auto Régressif (VAR), en utilisant le logiciel EVIEWS.4 et 7. Notre étude se réalisera à base d'informations collectées auprès de la banque mondiale (bulletins de 1980-2015), et de l'Office National des Statistiques (ONS).



## II. Revue de littérature

L'inflation est un sujet-clé de la recherche économique, son contrôle est un problème de première importance. Etant donné les coûts de l'inflation, la théorie économique a pointé son attention sur l'origine de celle-ci, son développement et son contrôle. C'est en tenant compte de ceci que plusieurs approches sont élaborées pour analyser et expliquer le phénomène inflationniste.

Ainsi, de nombreux travaux empiriques ont étudié les déterminants de l'inflation. Ces travaux ont pris en compte l'influence de plusieurs facteurs sur l'évolution des prix, notamment le taux de change, l'indépendance de la Banque Centrale et les chocs d'offre. Dans la théorie classique ou quantitative de la monnaie, de **Bodin**, **J.S.Mill** ou de **Fisher**, le niveau des prix dépend exclusivement de la quantité de monnaie en circulation. À partir d'une analyse empirique portant sur les XIX<sup>e</sup> et XX<sup>e</sup> siècles, Friedman supposa que la cause immédiate de l'inflation est l'émission excessive de la monnaie, **Friedman (1977)** écrit : la cause immédiate de l'inflation est toujours et partout la même : un accroissement anormalement rapide de la quantité de monnaie par rapport au volume de la production. Cette conclusion repose sur de nombreux exemples historiques et se vérifie en effet pour beaucoup de pays, sur des périodes allant jusqu'à des siècles entiers<sup>1</sup>.

**Keynes** ne va pas nier ce principe mais entrevoit que la monnaie ne pouvait être la seule origine de variation du niveau général des prix. Selon lui l'augmentation, l'augmentation du volume de monnaie en circulation n'est qu'une cause permissive de l'inflation, dont les causes profondes sont à chercher dans les phénomènes réels<sup>2</sup>. Keynes a admis la validité de cette théorie mais seulement dans un contexte bien précis, celui où il n'y a pas de propension à thésauriser et où, simultanément il y a plein emploi. Pour lui ce n'est que lorsque le niveau de la production (T) a atteint son niveau de plein emploi que la théorie quantitative est vérifiée.

En effet, l'étude fondatrice de **Friedman et Schwartz** sur les USA indique clairement une corrélation positive entre la croissance de la masse monétaire et le niveau de l'inflation. Plus tard, d'autres études à travers le monde, confirment cette théorie. **Mc Candless et Weber (1995)** aboutissent à une corrélation entre la croissance de la monnaie et l'inflation sur un échantillon de 110 pays, et on aboutit à la conclusion suivante : les pays où les taux de

---

<sup>1</sup> Lacapelle D. (2009), *Manuel d'antiéconomie*, édition The Book, Paris, P.106.

<sup>2</sup> Heckly C. (1990), *Éléments d'économie pratique*, édition M'Harmattan, Paris, P.151.

croissance de la monnaie sont élevés tendent à avoir un taux d'inflation élevé et les pays à faible croissance monétaire, un taux d'inflation réduit.

L'étude du **FMI (1996)**, se basant sur les pays industrialisés que de pays sous-développés sur la période 1960-1995, a montré que l'écart de production (out gap) explique une part importante de l'inflation à moyen et long terme dans les pays industrialisés. Pour les pays sous-développés, l'étude montre que l'écart de production n'explique que très peu l'inflation. Cette dernière est davantage déterminée par la croissance de la masse monétaire et les taux de change nominaux. Plus précisément, dans le moyen terme, l'inflation résulte du mode de financement du déficit public, notamment l'utilisation de la planche à billets.

**Lougani et Swagel (2001)** examinent les sources de l'inflation dans 53 pays en voie de développement entre 1964 et 1998. Ils évaluent l'impact sur l'évolution de prix de six variables, incluant le cours du baril de pétrole brut, les prix des produits hors-énergie, l'output gap, la croissance de la masse monétaire, le taux de change nominal et l'inflation. Ils constatent que la croissance de la masse monétaire représente les deux-tiers de la variabilité de l'inflation tant à court qu'à moyen et long termes. Les variations du taux de change induisent entre 7,0% et 22,3% de la variabilité de l'inflation.

### **III. Données et modèle d'estimation**

L'objectif de cette étude empirique est de savoir quel serait l'impact de certaines variables explicatives telles que : le taux d'intérêt réel, le taux de change, la masse monétaire au sens de M2, le crédit intérieur brut et les prix du pétrole sur le taux de l'inflation en Algérie durant une période bien déterminée allant de 1980 à 2015. Cette étude est réalisée à l'aide d'un modèle économétrique qui est le VAR.

En premier lieu, on présentera le choix des variables puis on passera à l'analyse uni variée des séries (étude de la stationnarité des séries). En second lieu, nous allons procéder à l'analyse multi variée des séries.

#### **III.1. Choix des variables**

Nous avons essayé de choisir au mieux les variables explicatives, qui sont en corrélation directe, ou indirecte, avec le taux d'inflation en Algérie. Sous contrainte de la disponibilité des données, nous avons retenu les variables suivantes :

### III.1.1) Présentation des variables utilisées

Les variables	Significations
Y	Indice des prix à la consommation
X1	Le taux d'intérêt réel
X2	Le taux de change
X3	La masse monétaire
X4	Crédit intérieur brut
X5	Les prix de pétrole

Sous la forme fonctionnelle, le modèle prend la forme suivante :

$$Y_t = C + B_1 X1_t + B_2 X2_t + B_3 X3_t + B_4 X4_t + B_5 X5_t + \xi_t$$

### III.1.2) Justification du choix des variables

Afin de réaliser notre travail, la présentation et la justification du choix des variables est une étape nécessaire pour la compréhension du modèle. Pour cela, nous avons choisi six variables qui reflètent le contexte de l'Algérie et qui présentent la relation entre ces variables et l'inflation. En se basant sur les différents travaux théoriques et diverses études empiriques concernant ce dernier, on a :

- **Le taux d'intérêt réel (X1)**

Le taux d'intérêt réel 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). Le choix de cette variable provient du fait que le taux d'intérêt constitue un des instruments majeurs de la politique monétaire d'un pays.

- **Le taux de change (X2)**

C'est le taux auquel un individu peut échanger un bien ou une monnaie d'un pays contre un bien ou une monnaie d'un autre pays. La détermination du taux de change est l'une des problématiques majeures en macro-économie internationale. Cela provient du fait que le taux de change constitue un des instruments majeurs de la politique commerciale d'un pays.

- **La masse monétaire (X3)**

Lorsque les prix des produits miniers augmentent rapidement sur les marchés internationaux, les pays exportateurs de ces produits bénéficient d'un transfert massif de capitaux. Il est indéniable qu'à l'instar des autres secteurs de l'économie nationale, la sphère monétaire subit fortement l'impact des chocs pétroliers. Egalement, le choix s'est porté sur M2, c'est parce qu'il représente un agrégat « cible » pour la banque d'Algérie dans la politique monétaire.

- **Crédit intérieur brut (X4)**

Au regard de l'importance des crédits à l'économie qui constituent une contrepartie importante de la masse monétaire et du rôle primordial que jouent ces derniers dans ce processus, les autorités monétaires se doivent de parvenir à concilier leur évolution à celle de la croissance et de l'inflation.

- **Le prix du pétrole (X5)**

L'évolution du prix du baril du pétrole, ces dernières années, fait l'objet de plusieurs débats. En tant que choc exogène que subit l'économie Algérienne, le prix du baril du pétrole sur le marché international du pétrole est la variable sur laquelle sera effectuée notre simulation de choc afin d'analyser à travers les fonctions de réponses impulsionnelles comment la variation de cette variable va affecter l'ensemble des autres variables.

### III.2. Définition d'une série temporelle

Une série temporelle est une collection d'observations construites d'une manière ordonnée dans le temps. La dépendance des observations successives est utilisée pour faire des prévisions optimales.

➤ La représentation graphique d'une série temporelle permet de distinguer quatre types de mouvements :

- **La tendance** : représente l'évolution à long terme des phénomènes étudiés. Cette dernière peut être à la hausse ou à la baisse ;
- **La saisonnalité** : représente des effets périodiques se produisant de façon plus ou moins identique d'une période à l'autre ;
- **La composante cyclique** : se trouve généralement dans des séries de long terme ;
- **La composante** : elle représente les fluctuations accidentelles qui sont exceptionnelles et imprévisibles ;

**a) Etude de la stationnarité des séries**

Avant le traitement d'une série chronologique, il convient de s'assurer la stationnarité des variables retenues car la stationnarité constitue une condition nécessaire pour éviter les régressions fallacieuses, de telles régressions se réalisent lorsque les variables ne sont pas stationnaires, l'estimation des coefficients par la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO) ne converge pas vers les vrais coefficients et les tests usuels des  $t$  de Student et Fisher ne sont plus valides. De manière formalisée, le processus stochastique  $Y_t$  est stationnaire si :

- $E(y_t) = E(y_{t+m}) = \mu \forall t \text{ et } \forall m$ , la moyenne est constante et indépendante du temps ;
- $\text{var}(y_t) < \infty \forall t$ , la variance est finie et indépendante du temps ;
- $\text{cov}(y_t, y_{t+k}) = E[(y_t - \mu)(y_{t+k} - \mu)] = \gamma_k$ , la covariance est indépendante du temps.

**b) La non-stationnarité**

Les chroniques économiques sont rarement des réalisations de processus aléatoires stationnaires. Pour analyser la non-stationnarité, deux types de processus sont distingués :

➤ **Le processus TS (Trend stationary)**

Il présente une non-stationnarité de nature déterminante. Le processus TS s'écrit :  $X_t = \alpha + \beta t + \varepsilon_t$  où  $\varepsilon_t$  représente l'erreur du modèle à la date  $t$ . Le processus TS est non stationnaire car  $E(Y_t) = \alpha + \beta t$  dépend de  $t$ . Le processus  $X_t$  peut être stationnaire en retranchant à  $X_t$  la valeur estimée  $\alpha + \beta t$  par la méthode de moindres carrés ordinaires.

➤ **Le processus DS (Differency Stationary)**

Le processus DS est un processus qu'on peut rendre stationnaire par la différenciation ( $\Delta X_t$ ). Le processus DS est dit de premier ordre si :  $X_t = \beta + X_{t-1} + \varepsilon_t$ . L'introduction de la constante  $\beta$  dans le processus DS permet de définir deux processus différents si :

- $\beta = 0$  : le processus DS est sans dérive, il s'écrit comme suit :  $X_t = X_{t-1} + \varepsilon_t$

Comme  $\varepsilon_t$  est un bruit blanc le processus DS porte le nom d'une marche aléatoire ou la Marche au hasard. Pour stationnariser ce type de processus on se base sur la différenciation.

$$X_t = X_{t-1} + \varepsilon_t \qquad X_t - X_{t-1} = \varepsilon_t \qquad \Delta X_t = \varepsilon_t$$

- $\beta \neq 0$  : le processus porte le nom DS avec dérive, il s'écrit comme suit :

$$X_t = \beta + X_{t-1} + \varepsilon_t \qquad X_t - X_{t-1} = \beta + \varepsilon_t \qquad \Delta X_t = \beta + \varepsilon_t \text{ (stationnaire).}$$

**c) Le test de racine unitaire**

Les tests de racine unitaire « *Unit Root Test* » permettent non seulement de détecter l'existence d'une non-stationnarité mais aussi de déterminer de quelle non-stationnarité, il s'agit d'un processus TS ou DS et donc la bonne méthode pour stationnariser la série.

#### d) Test de Dikey-Fuller

Les tests de Dickey-Fuller (DF) permettent de mettre en évidence le caractère stationnaire ou non d'une chronique par la détermination d'une tendance déterministe ou stochastique.

Les modèles servant basés sur l'estimation des moindres carrés des trois modèles suivant :

- Modèle [1] :  $X_t = \phi X_{t-1} + \varepsilon_t$  Modèle autorégressif d'ordre 1 sans constant et sans tendance.
- Modèle [2] :  $X_t = c + \phi X_{t-1} + \varepsilon_t$  Modèle autorégressif avec constante et sans tendance.
- Modèle [3] :  $X_t = c + \beta_t + \phi X_{t-1} + \varepsilon_t$  Modèle autorégressif avec tendance avec constance

Les principes de test de Dikey Fuller consistent à tester les hypothèses suivantes :

- Si  $t \geq t\text{-table}$  on accepte  $H_0$ . (série non stationnaire)
- Si  $t < t\text{-table}$  on accepte  $H_1$ . (série stationnaire)

Ou bien :

- Si  $P$  (de la statistique ADF)  $< \alpha$  on accepte  $H_1$
- Si  $P$  (de la statistique ADF)  $> \alpha$  on accepte  $H_0$

### III.3. Modélisation VAR

Les modèles VAR représentent une méthodologie statistique fréquemment utilisée dans l'analyse des séries temporelles depuis les critiques de Sims aux économètres classiques qui distinguent dans leur modélisation entre une variable endogène et d'autres variables exogènes. Pour ces différentes raisons Sims a proposé une modélisation multi variée sans autres restrictions que le choix des variables sélectionnées et du nombre de retards  $p$  (nombre maximum d'influence du passé sur le présent). La méthode d'estimation du modèle VAR est comme suit :

- Spécification du modèle par la détermination du nombre de retard ( $p$ ) par le critère d'Akaike (AIC) et Schwarz (SC) et l'étude de la stationnarité des variables ;
- Estimation avec les séries qui sont stationnaires, détermination du VAR optimal ;
- Validation du modèle :
  - Par la signification des coefficients.
  - L'analyse des résidus.

#### a) Détermination du nombre de retard

La détermination de l'ordre d'un modèle VAR se fait à l'aide des deux critères d'informations, Akaike Information Criterion (AIC) et Schwartz Criterion (SC). Dans le cas d'un modèle VAR ces deux critères peuvent être utilisés pour déterminer l'ordre  $p$  du modèle. La procédure de sélection de l'ordre de la représentation consiste à estimer tous les modèles

VAR pour un ordre allant de zéro à h (h étant le retard maximum admissible par la théorie économique ou par les données disponibles). Les fonctions AIC (p) et SC (p) sont calculées de la manière suivante :

$$AIC(p) = \ln [\det |\Sigma| + 2 k^2 p / n]$$

$$SC(p) = \ln [\det |\Sigma| + k^2 p \ln(n) / n]$$

Avec : k = nombre de variables du système ;

n = nombre d'observation ;

p = nombre de retard ;

$\Sigma$  = matrice des variances covariances des résidus du modèle.

### b) Estimation du modèle VAR

La stationnarité représente une étape importante dans toute l'analyse d'un modèle dynamique, dans ce qui suit on présentera l'estimation d'un modèle stationnaire par les méthodes usuelles, considérant le modèle VAR d'ordre 0.

$$X_t = \mu + \sum_{I=1}^p \varphi_I X_{t-I} + \varepsilon_t \dots \dots \dots (1)$$

Le système (1) peut être estimé par la méthode des moindres carrés ordinaire (MCO). La stationnarité de la série multi variée  $x_t$  entraîne la convergence et la normalité asymptotique des estimations des (MCO), ce qui permet de mener des tests sur les paramètres du modèle et de construire des intervalles de confiance pour les prévisions. En effet, cette méthode d'estimation est la plus utilisée qui consiste à mettre la mise en œuvre d'un algorithme simple récessif pour les calculs des prévisions.

#### ➤ La causalité

La causalité consiste à étudier l'évolution de l'ensemble des variables et d'examiner si le passé des unes apporte une information supplémentaire sur la valeur présente et future des autres. Cette approche est formalisée par Granger (1987) est définie comme suit :

Considérons un processus VAR d'ordre 1 pour deux variables  $Y_{1t}, Y_{2t}$  :

- $Y_{1t} = \beta_0 + \beta_1 Y_{1t-1} + \beta_2 Y_{2t-1} + \varepsilon_{1t}$
- $Y_{2t} = \alpha_0 + \alpha_1 Y_{1t-1} + \alpha_2 Y_{2t-1} + \varepsilon_{2t}$

Tester l'absence de causalité de  $Y_2$  vers  $Y_1$  revient à effectuer un test de restriction sur les coefficients de la variable  $Y_2$  de la représentation VAR ;

- $H_0 : Y_{2t}$  ne cause pas au sens de sens de Granger  $Y_{1t}$

- $H_1: Y_{2t}$  cause au sens de Granger  $Y_{1t}$

➤ **Décomposition de la variance**

L'analyse des variances fournit des informations quant à l'importance des innovations dans les variations de chacune des variables du VAR. elle nous permet de déterminer dans quelle direction le choc a plus d'impact.

➤ **Analyse des chocs**

Elles retracent les réponses à des chocs sur les résidus des variables étudiées. Les courbes en pointillés représentent l'intervalle de confiance. L'amplitude du choc est égale à l'écart-type des erreurs de la variable et l'on s'intéresse aux effets du choc sur dix périodes. L'horizon temporel des réponses est fixé sur ces dix périodes et il représente le délai nécessaire pour que chaque les variables retrouvent leurs niveaux de long terme.

**IV. Résultats et discussion**

Dans cette partie on va s'intéresser à la modélisation VAR qui nécessite la stationnarité des séries en suivant les étapes nécessaire afin de trouve les résultats et les interprètes.

**IV. 1. Modèle de Régression multiple**

**Tableau N°1 : Modèle de Régression multiple**

Dependent Variable: Y  
 Method: Least Squares  
 Date: 05/21/18 Time: 14:21  
 Sample: 1980 2015  
 Included observations: 36

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	14.19308	4.000694	3.547654	0.0013
X1	-0.373764	0.144296	-2.590265	0.0147
X2	-0.081474	0.045264	-1.799975	0.0819
X3	-0.014130	0.135816	-0.104035	0.9178
X4	9.86E-13	1.02E-12	0.967151	0.3412
X5	-6.15E-09	4.52E-09	-1.360119	0.1839
R-squared	0.385439	Meandependent var		9.343363
Adjusted R-squared	0.283012	S.D. dependent var		8.537221
S.E. of regression	7.228904	Akaike info criterion		6.945064
Sumsquaredresid	1567.712	Schwarz criterion		7.208984
Log likelihood	-119.0111	F-statistic		3.763064
Durbin-Watson stat	0.801117	Prob(F-statistic)		0.009183

*Source : Elaboré par nous même à partir des résultats d'Eviews 4.0*



Les résultats du modèle sont peu significatifs. Le R-squared ( $R= 0.38$ ) et le Adjusted R-squared ( $R^2$  ajusté = 0.28) sont pas proches de 1. Ainsi, 38% des variations du taux d'inflation sont expliquées par les variations des variables exogènes. Selon l'estimation de la régression multiple, on a constaté que le taux d'inflation dépend positivement des crédits intérieurs bruts et négativement des prix du pétrole. Ainsi, d'après les résultats qu'on a : une diminution de 0.37 unité du taux d'intérêt entraîne une augmentation de 1 unité de taux d'inflation.

#### IV. 2. Application du test de racine unitaire ADF (Test de stationnarité des séries)

Pour appliquer ce test de racine unitaire ADF, il faut d'abord déterminer le nombre de retards de chaque série.

##### IV.2.1. La détermination du nombre de retards des séries

Pour déterminer le nombre de retard des séries, nous allons comparer dans les différents tests ADF les valeurs des critères Akaike et Schwarz.

**Tableau N°2 : Choix du nombre de retards « P » pour les séries à étudier**

Séries	Critère d'information	0	1	2	3	4
Y	AIC	<b>6.149859</b>	6.187777	6.157373	6.196831	6.254640
	SC	<b>6.283175</b>	6.367348	6.384117	6.471656	6.578444
X1	AIC	<b>7.288925</b>	7.360248	7.416154	7.512269	7.606109
	SC	<b>7.422241</b>	7.539820	7.642898	7.787095	7.929912
X2	AIC	6.200482	6.125295	6.220969	<b>6.034674</b>	6.132827
	SC	6.333798	<b>6.304867</b>	6.447713	6.309499	6.456630
X3	AIC	<b>7.417353</b>	7.502853	7.565962	7.663746	7.768160
	SC	<b>7.550668</b>	7.682425	7.792705	7.938571	8.091964
X4	AIC	57.58900	56.78358	56.77257	<b>56.72474</b>	56.80287
	SC	57.72232	<b>56.96315</b>	56.99931	56.99956	57.12667
X5	AIC	<b>41.65864</b>	41.67336	41.69645	41.75570	41.73937
	SC	<b>41.79195</b>	41.85294	41.92320	42.03053	42.06317

*Source : Elaboré par nous même à partir des résultats d'Eviews 4.0*

A partir de ce tableau, on obtient les résultats suivants :

**Tableau N°3 : Nombre de retard « P »**

Variables	Y	X1	X2	X3	X4	X5
NBR de retard « P »	P=0	P=0	P=1	P=0	P=1	P=0

*Source : Elaboré par nous même à partir des résultats d'Eviews 4.0*

On remarque que le nombre de retard des variables suivantes : le taux d'inflation, le taux d'intérêt, la masse monétaire, les prix du pétrole sont au nombre P=0. Et les deux autres variables : le taux de change, crédit intérieur brut sont au nombre P=1.

#### IV.2.2. Application du test de racine unitaire ADF sur la série Y

L'estimation par MCO du modèle (3) appliqué à la série (Y) nous donne les résultats suivants:

**Tableau N°4 : Modèle (3) pour la série (Y)**

ADF Test Statistic	-2.042981	1% Critical Value*	-4.2412
		5% Critical Value	-3.5426
		10% Critical Value	-3.2032

\*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation  
 Dependent Variable: D(Y)  
 Method: Least Squares  
 Date: 05/21/18 Time: 16:08  
 Sample(adjusted): 1981 2015  
 Included observations: 35 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
Y(-1)	-0.222657	0.108986	-2.042981	0.0494
C	3.715150	2.423416	1.533022	0.1351
@TREND(1980)	-0.096723	0.091741	-1.054306	0.2996
R-squared	0.117065	Meandependent var		-0.135224
Adjusted R-squared	0.061882	S.D. dependent var		5.191498
S.E. of regression	5.028304	Akaike info criterion		6.149859
Sumsquaredresid	809.0831	Schwarz criterion		6.283175
Log likelihood	-104.6225	F-statistic		2.121379
Durbin-Watson stat	1.665674	Prob(F-statistic)		0.136414

*Source : résultat obtenu à partir du logiciel Eviews 4.0.*

On remarque que la valeur de la t statistique de la tendance qui est égale à (-1.05) est inférieure à la valeur critique qui est (2.81), donc on accepte l'hypothèse nulle ( $H_0$  : trend=0).

On rejette la présence d'une tendance dans le modèle. On estime en conséquence le modèle (2), modèle avec constante et sans tendance déterministe. Les résultats sont comme suit :

**Tableau N°5 : Modèle (2) pour la série (Y)**

ADF Test Statistic	-1.766535	1% Critical Value*	-3.6289
		5% Critical Value	-2.9472
		10% Critical Value	-2.6118

\*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation  
 Dependent Variable: D(Y)  
 Method: Least Squares  
 Date: 05/21/18 Time: 16:23  
 Sample(adjusted): 1981 2015  
 Included observations: 35 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
Y(-1)	-0.176910	0.100145	-1.766535	0.0866
C	1.540754	1.274731	1.208689	0.2354
R-squared	0.086395	Meandependent var		-0.135224
Adjusted R-squared	0.058710	S.D. dependent var		5.191498
S.E. of regression	5.036797	Akaike info criterion		6.126863
Sumsquaredresid	837.1876	Schwarz criterion		6.215740
Log likelihood	-105.2201	F-statistic		3.120648
Durbin-Watson stat	1.683730	Prob(F-statistic)		0.086556

*Source : résultat obtenu à partir du logiciel Eviews 4.0*

On remarque que la valeur de la t statistique de la constante qui est égale à (1.20) est inférieure à la valeur critique qui est (2.56). On estime alors le modèle (1), modèle sans constante et sans tendance. Le tableau suivant présente les résultats :

**Tableau N°6 : Modèle (1) pour la série (Y)**

ADF Test Statistic	-1.289344	1% Critical Value*	-2.6300
		5% Critical Value	-1.9507
		10% Critical Value	-1.6208

\*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation  
 Dependent Variable: D(Y)  
 Method: Least Squares  
 Date: 05/21/18 Time: 16:51  
 Sample(adjusted): 1981 2015  
 Included observations: 35 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
Y(-1)	-0.086821	0.067337	-1.289344	0.2060
R-squared	0.045949	Meandependent var		-0.135224
Adjusted R-squared	0.045949	S.D. dependent var		5.191498
S.E. of regression	5.070823	Akaike info criterion		6.113039
Sumsquaredresid	874.2504	Schwarz criterion		6.157477
Log likelihood	-105.9782	Durbin-Watson stat		1.763287

*Source : résultat obtenu à partir du logiciel Eviews 4.0*

On remarque que la série Y est un processus DS car la statistique du test ADF qui est égale à

(-1.28) est supérieure à la valeur critique qui est de (-1,95) ce qui signifie qu'elle est non Stationnaire, elle comporte une racine unitaire. Pour la rendre stationnaire on applique le test ADF en première différence, ce qui nous donne le tableau suivant :

**Tableau N°7 : Test ADF, modèle (1) en première différence pour la série D (Y)**

ADF Test Statistic	-5.443822	1% Critical Value*	-2.6321
		5% Critical Value	-1.9510
		10% Critical Value	-1.6209

\*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation  
 Dependent Variable: D(Y,2)  
 Method: Least Squares  
 Date: 05/21/18 Time: 17:02  
 Sample(adjusted): 1982 2015  
 Included observations: 34 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(Y(-1))	-0.933576	0.171493	-5.443822	0.0000
R-squared	0.473041	Meandependent var		-0.096131
Adjusted R-squared	0.473041	S.D. dependent var		7.140242
S.E. of regression	5.183239	Akaike info criterion		6.157708
Sumsquaredresid	886.5768	Schwarz criterion		6.202601
Log likelihood	-103.6810	Durbin-Watson stat		1.796392

*Source : résultat obtenu à partir du logiciel Eviews 4.0*

On remarque que la t statistique ADF qui est égale à (-5.44) est inférieure à la valeur critique qui est égale à (-1.95) donc la série est stationnaire et elle ne comporte pas de racine unitaire, elle est intégrée d'ordre (1) puisqu'il faut la filtrer une fois pour la rendre stationnaire.

#### IV. 2.3. Présentation des résultats du test ADF sur les autres séries restantes

Pour les autres séries, nous suivons les mêmes étapes qu'on a faites précédemment : (X1, X2, X3, X4, X5)

**Tableau N°8 : les résultats du test de racine unitaire ADF sur les autres variables**

Variables	Test ADF en niveau						Test en différence	
	T de ADF	Modèle 3	Modèle 2	Modèle 1	T trend	T const	Modèle (1) ou modèle(2)	Ordre d'intégration
X1	T calculée	-4.18	/	/	/	/	/	I(0)
	T tabulé	-3.54	/	/	/	/	/	
X2	T calculée	-1.90	0.008	1.56	2.04	1.18	-6.40	I(2) DS
	T tabulé	-3.54	-2.94	-1.95	1.96	2.56	1.96	
X3	T calculée	-5.01	/	/	/	/	/	I(0)
	T tabulé	-3.54	/	/	/	/	/	
X4	T calculée	-1.15	-1.30	-0.54	1.69	1.57	-2.30	I(2) DS
	T tabulé	-3.54	-2.94	-1.95	1.96	2.56	-1.95	
X5	T calculée	-4.60	/	/	/	/	/	I(0)
	T tabulé	-3.54	/	/	/	/	/	

*Source : Elaboré par nous même à partir des résultats d'EvIEWS 4.0.*

D'après le tableau ci-dessus, on remarque que si on compare les T calculées avec T tabulées (voir tableau de ADF), on trouve que les séries X1, X3, X5 sont stationnaires en niveau alors

que les deux séries X2, X4 sont stationnaires en deuxième différence. Pour la série Y, elle est stationnaire en première différence.

#### IV. 2.3. Modélisation d'un processus VAR

Après avoir déterminé la stationnarité de chaque série, il est nécessaire de procéder à la modélisation d'un processus VAR (Vecteur Auto-Régressive), où il explique la dynamique des variables endogènes par rapport au passé de chaque variable.

##### a) Détermination du nombre de retards « P »

La détermination de l'ordre du modèle VAR s'effectue par minimisation des critères d'information (AIC) et (SC).

**Tableau N°9 : Choix du nombre de retards « P »**

Nombre de retard P	1	2	3	4
<b>AIC</b>	<b>126.9462</b>	128.1579	127.9531	128.6554
<b>SC</b>	<b>128.8126</b>	131.6596	133.1228	135.5260

*Source : résultat obtenu à partir du logiciel Eviews 4.0.*

Les résultats expliquent que le nombre de retards optimal qui minimise les critères d'information d'AIC et SC est **P = 1**, donc il s'agit d'un processus **VAR (1)**.

**Tableau N°10 : Résultat d'estimation du modèle VAR**

VectorAutoregressionEstimates

Date: 05/26/18 Time: 16:09

Sample(adjusted): 1983 2015

Included observations: 33 after adjusting endpoints

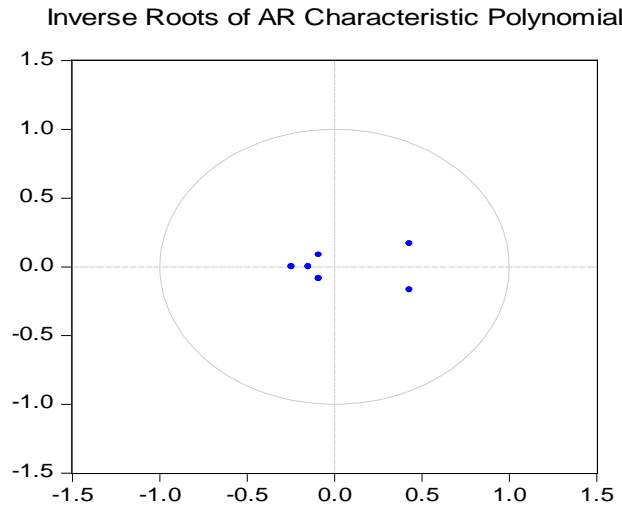
Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]

	D(Y)	X1	D(D(X2))	X3	D(D(X4))	X5
D(Y(-1))	0.006299 (0.22264) [ 0.02829]	-0.446712 (0.39827) [-1.12163]	0.042192 (0.22696) [ 0.18591]	-0.631815 (0.37475) [-1.68597]	-3.10E+09 (2.3E+10) [-0.13438]	15781592 (9987607) [ 1.58012]
X1(-1)	-0.127779 (0.13311) [-0.95992]	0.283027 (0.23812) [ 1.18861]	-0.091259 (0.13569) [-0.67255]	-0.271892 (0.22405) [-1.21351]	-4.72E+09 (1.4E+10) [-0.34200]	8218865. (5971358) [ 1.37638]
D(D(X2(-1)))	0.108870 (0.24553) [ 0.44341]	-0.136093 (0.43921) [-0.30986]	-0.485445 (0.25029) [-1.93956]	0.574256 (0.41327) [ 1.38954]	-1.65E+10 (2.5E+10) [-0.64871]	-12257592 (1.1E+07) [-1.11288]
X3(-1)	-0.038218 (0.11941) [-0.32006]	0.259164 (0.21360) [ 1.21334]	-0.098944 (0.12172) [-0.81289]	0.254421 (0.20098) [ 1.26589]	-9.78E+09 (1.2E+10) [-0.79040]	-6278032. (5356455) [-1.17205]
D(D(X4(-1)))	2.55E-13 (2.4E-12) [ 0.10464]	6.34E-13 (4.4E-12) [ 0.14535]	4.78E-12 (2.5E-12) [ 1.92156]	-4.28E-12 (4.1E-12) [-1.04302]	0.133884 (0.25282) [ 0.52957]	9.99E-05 (0.00011) [ 0.91281]
X5(-1)	2.38E-09 (3.7E-09) [ 0.63689]	5.54E-09 (6.7E-09) [ 0.82863]	6.69E-09 (3.8E-09) [ 1.75735]	-5.11E-09 (6.3E-09) [-0.81302]	324.3564 (387.353) [ 0.83737]	0.098429 (0.16761) [ 0.58726]
C	-0.660477 (2.76887) [-0.23854]	-7.745338 (4.95301) [-1.56376]	-0.886871 (2.82249) [-0.31422]	12.55729 (4.66049) [ 2.69441]	1.20E+11 (2.9E+11) [ 0.41967]	4.49E+08 (1.2E+08) [ 3.61324]
R-squared	0.098745	0.268716	0.263856	0.251468	0.068442	0.236136
Adj. R-squared	-0.109237	0.099958	0.093976	0.078729	-0.146534	0.059859
Sum sq. resids	743.2682	2378.363	772.3331	2105.735	7.99E+24	1.50E+18
S.E. equation	5.346704	9.564282	5.450240	8.999435	5.54E+11	2.40E+08
F-statistic	0.474778	1.592318	1.553192	1.455773	0.318370	1.339577
Log likelihood	-98.21504	-117.4064	-98.84796	-115.3975	-935.2433	-679.6432
Akaike AIC	6.376669	7.539780	6.415028	7.418032	57.10566	41.61474
Schwarz SC	6.694110	7.857221	6.732469	7.735473	57.42310	41.93218
Meandependent	-0.053259	-1.981778	0.601092	15.29237	1.07E+11	3.67E+08
S.D. dependent	5.076612	10.08140	5.725927	9.376087	5.18E+11	2.47E+08
DeterminantResidual Covariance	2.71E+46					
Log Likelihood (d.f. adjusted)	-2045.067					
Akaike Information Criteria	126.4889					
Schwarz Criteria	128.3935					

Source: résultat obtenu à partir du logiciel Eviews 4.0.

**b) Vérification de la stationnarité du modèle VAR**

**Graphe N° 1 : La stationnarité du modèle VAR**



Source : établi à partir d'eview 7.0

Toutes les racines du polynôme caractéristique sont du module supérieur à 1 (l'inverse des racines sont dans le cercle unitaire). Donc le VAR(1) est stationnaire.

**c) Test d'auto-corrélation des résidus**

Nous allons utiliser le test de l'auto-corrélation LM, qui fait l'objet de tester le caractère non auto-corrélation des résidus. L'hypothèse nulle est qu'il y a absence d'auto-corrélation contre l'hypothèse alternative d'existence d'auto-corrélation. Les résultats du test sont les suivants :

**Tableau N°11 : Test d'auto-corrélation des résidus**

VAR Residual Serial Correlation LM Tests  
 Null Hypothesis: no serial correlation at lag order h  
 Date: 05/23/18 Time: 23:45  
 Sample: 1980 2015  
 Included observations: 33

Lags	LM-Stat	Prob
1	33.80982	0.5732
2	41.65439	0.2382
3	28.60641	0.8049
4	27.56261	0.8424
5	54.18001	0.0264
6	58.90572	0.0094
7	53.96001	0.0276
8	43.88946	0.1719
9	62.21567	0.0043
10	38.88613	0.3410
11	42.47894	0.2120
12	43.96068	0.1700

Source : résultat obtenu à partir du logiciel Eviews 7.0



On constate, que la probabilité pour un nombre de retard égale à 1 (0.57) est supérieure à (0.05). Ces résidus ne sont donc pas auto-corrélés. Cela se traduit par une absence d'auto-corrélation entre les erreurs, donc les erreurs sont indépendantes.

#### **d) Test d'hétéroscédasticité de white**

Le test de white permet de savoir si les erreurs sont homoscedastiques ou non. L'hétéroscédasticité qualifie les séries qui n'ont pas une variance constante. Or, les séries doivent être homoscedastiques pour présenter les meilleurs estimateurs.

Ce test repose sur deux hypothèses : l'hypothèse nulle selon laquelle les erreurs sont homoscedastiques (la probabilité  $> 0,05$ ), contre l'hypothèse par laquelle les erreurs sont hétéroscédastiques (La probabilité  $< 0,05$ ). Les résultats du test sont les suivants :

**Tableau N°12 : Résultats du test hétéroscédasticité de white**

VAR Residual Heteroskedasticity Tests: No Cross Terms (only levels and squares)  
Date: 05/23/18 Time: 17:52  
Sample: 1980 2015  
Included observations: 33

---

Joint test:		
Chi-sq	Df	Prob.
266.4623	252	0.2540

*Source : résultat obtenu à partir du logiciel Eviews 4.0*

D'après les résultats obtenus, l'hypothèse d'homoscedasticité est acceptée dans la mesure où la probabilité de commettre une erreur est égale à  $0.25 > 0,05$ . Dans ce cas, les estimations obtenues sont optimales.

En effet, les tests effectués montrent qu'il y a absence d'auto-corrélation entre les résidus, le VAR(1) est bien un modèle stationnaire et stable, donc statistiquement nous pouvons dire que notre modèle VAR(1) est validé.

#### **IV. 2.4. Etude de la causalité (au sens de Granger)**

Cette analyse s'appuie sur les relations causales entre les variables, cela va nous permettre d'indiquer quelle est la variable qui cause l'autre et le sens de causalité entre les variables du modèle VAR(1), et leurs influencent entre elles. Les résultats figurent dans le tableau suivant :

**Tableau N° 13 : test de causalité au sens de granger**

Pairwise Granger Causality Tests

Date: 05/23/18 Time: 18:19

Sample: 1980 2015

Lags: 1

NullHypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
DX4 does not Granger Cause DX2	33	2.99015	0.09405
DX2 does not Granger Cause DX4		0.11220	0.73999
DY does not Granger Cause DX2	33	0.03911	0.84456
DX2 does not Granger Cause DY		0.53342	0.47084
X1 does not Granger Cause DX2	33	0.09896	0.75525
DX2 does not Granger Cause X1		1.48875	0.23191
X3 does not Granger Cause DX2	33	0.52440	0.47458
DX2 does not Granger Cause X3		0.25194	0.61937
X5 does not Granger Cause DX2	33	3.27498	0.08037
DX2 does not Granger Cause X5		0.02166	0.88398
DY does not Granger Cause DX4	33	0.13899	0.71190
DX4 does not Granger Cause DY		0.22760	0.63677
X1 does not Granger Cause DX4	33	0.02836	0.86739
DX4 does not Granger Cause X1		0.15561	0.69602
X3 does not Granger Cause DX4	33	0.65425	0.42497
DX4 does not Granger Cause X3		3.46098	0.07266
X5 does not Granger Cause DX4	33	0.95270	0.33684
DX4 does not Granger Cause X5		3.60957	0.06710
X1 does not Granger Cause DY	34	1.10911	0.30042
DY does not Granger Cause X1		1.03226	0.31749
X3 does not Granger Cause DY	34	0.67118	0.41889
DY does not Granger Cause X3		0.34849	0.55925
X5 does not Granger Cause DY	34	0.03367	0.85562
DY does not Granger Cause X5		0.72493	0.40106
X3 does not Granger Cause X1	35	1.56836	0.21952
X1 does not Granger Cause X3		2.94803	0.09565
X5 does not Granger Cause X1	35	0.52630	0.47344
X1 does not Granger Cause X5		1.22374	0.27688
X5 does not Granger Cause X3	35	0.11826	0.73317
X3 does not Granger Cause X5		0.04764	0.82861

*Source : résultat obtenu à partir du logiciel Eviews 4.0*

Les résultats figurant dans le tableau ci-dessus nous indiquent qu'il n'existe pas de relation de causalité entre les variables étudiées, car toutes les probabilités associées sont supérieures à (0.05) au seuil statistique de 5%.

#### **IV. 2.5. Analyse des réponses impulsionnelles (analyse des chocs)**

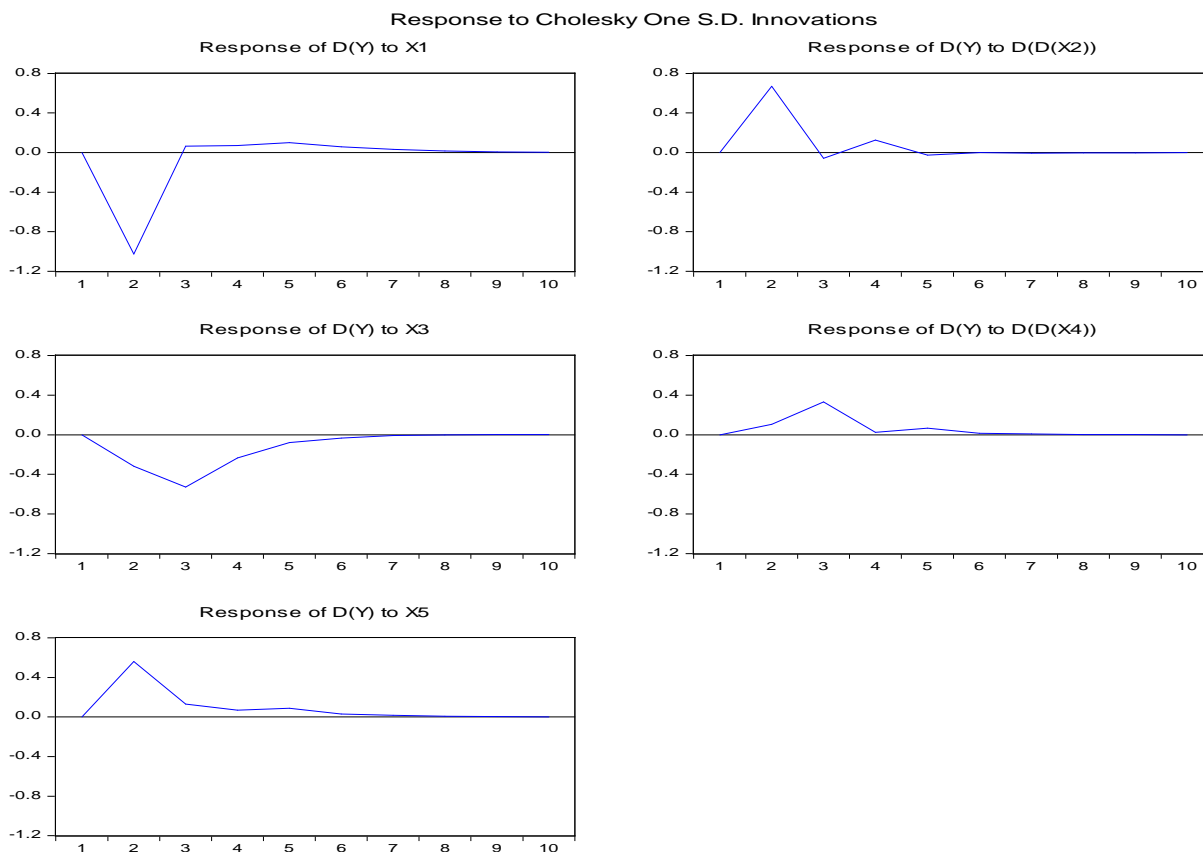
Il sera présenté dans ce qui suit l'impact des variables (le taux d'intérêt, le taux de change, la masse monétaire, le crédit intérieur brut et les prix de pétrole) sur le taux d'inflation.

**Tableau N°14 : Réponses impulsionnelles (analyse des chocs)**

Perio d	D(Y)	X1	D(D(X2))	X3	D(D(X4))	X5
1	5.208843	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
2	1.670537	-2.017560	0.530703	-0.692913	1.026930	0.184237
3	-0.208884	1.296571	-1.330312	-0.189855	-0.048311	-0.377420
4	-0.029408	1.192628	0.640968	0.148208	0.251450	0.192959
5	0.174262	-0.129725	0.759864	0.007540	0.582925	0.777542
6	-0.276962	-0.228387	-0.546766	-0.282208	-0.218214	-0.036105
7	-0.162685	0.005891	-0.118171	0.172647	-0.476175	-0.386447
8	0.231476	-0.088435	0.161951	0.215181	0.238337	0.182831
9	-0.166099	-0.066710	-0.205107	-0.019037	-0.040608	-0.009930
10	-0.070721	0.103169	0.145793	0.039696	-0.143552	-0.141834

*Source : résultat obtenu à partir du logiciel Eviews 4.0*

**Figure N°1 : Réponses impulsionnelles (analyse des chocs)**



*Source : résultat obtenu à partir du logiciel Eviews 7.0*

Les résultats obtenus sur le choc (ou l'effet) des différentes variables explicatives sur le taux d'inflation sont :

- Le choc du taux d'intérêt a un effet négatif durant les périodes 1 et 2 et un effet positif durant les périodes 3,4,5,6,7,8 ;
- Le choc du taux de change a un effet positif durant les périodes 1,2,4 et un effet négatif durant la période 3, puis il devient stable par la suite durant les périodes 7,8,9,10 ;
- Le choc de la masse monétaire a un effet négatif durant les périodes 1,2,3,4,5,6, puis la courbe reste stable durant les périodes 7 et 8 ;
- Le choc de crédit intérieur brut a un effet positif durant les périodes 1,2,3,4,5,6,7, puis la courbe devient stable durant la dernière période ;
- Le choc des prix du pétrole a un effet positif durant les périodes 1,2,3,4,5,6, puis la courbe devient stable durant les périodes 8,9,10.

#### IV. 2.6. La décomposition de la variance de l'erreur de prévision de (y)

L'étude précédente, basée sur les fonctions de réponse impulsionnelle, peut être complétée par une analyse de la décomposition de la variance de l'erreur de prévision. Les décompositions de la variance nous indiqueront l'importance relative de chaque choc dans l'explication des fluctuations de l'inflation.

En ce qui concerne la décomposition de la variance de l'erreur de prévision, le tableau ci-dessous présente la décomposition des différents chocs à la variance de l'erreur de prévision.

**Tableau N°15 : Décomposition de la variance de l'erreur de prévision de (y) :**

Perio d	S.E.	D(Y)	X1	D(D(X2))	X3	D(D(X4))	X5
1	5.346704	100.0000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
2	5.555839	93.76691	3.410013	1.449014	0.325849	0.035093	1.013118
3	5.610730	92.58488	3.355959	1.431940	1.200987	0.380078	1.046152
4	5.622875	92.36238	3.357133	1.474056	1.369453	0.380573	1.056405
5	5.625795	92.27983	3.384860	1.474884	1.387762	0.394390	1.078275
6	5.626318	92.26423	3.394454	1.474611	1.391206	0.394954	1.080544
7	5.626446	92.26004	3.397409	1.474779	1.391274	0.395163	1.081331
8	5.626468	92.25935	3.398002	1.474810	1.391263	0.395167	1.081407
9	5.626473	92.25923	3.398095	1.474824	1.391271	0.395167	1.081415
10	5.626474	92.25921	3.398104	1.474826	1.391277	0.395167	1.081415

*Source : résultat obtenu à partir du logiciel Eviews 4.0*

D'après ces résultats, on constate qu'à la première période de l'erreur de prévision du taux d'inflation est due à 100% à ses propres innovations, et les innovations des variables explicatives n'ont aucun effet au cours de la première période.

Au cours de la deuxième période, la variance de l'erreur de prévision du taux d'inflation contribue à 93.76% à ses propres innovations. Tandis qu'aux autres innovations on remarque une faible contribution du taux d'intérêt réel, du taux de change, de la masse monétaire, des crédits intérieurs bruts et des prix du pétrole, où leurs innovations sont estimées à 3.41%, 1.44%, 0.32%, 0.03%, et 1.01% respectivement.

Au cours de la troisième période jusqu'à la dixième, la variance de l'erreur de prévision du taux d'inflation contribue en moyenne à 92.58% à ses propres innovations, à 3.35% aux innovations du taux d'intérêt réel, à 1.43% aux innovations du taux de change, à 1.20% aux innovations de la masse monétaire, à 0.38% aux innovations des crédits intérieur brut, et à 1.04% aux innovations des prix du pétrole. Nous constatons que, la variance de l'erreur de prévision du taux d'inflation provient beaucoup plus des innovations de taux d'intérêt et du taux de change.

#### **IV. Conclusion générale**

Les déterminants de l'inflation dans les pays sont multiples. Les économistes expliquent qu'il existe trois types de déterminants de l'inflation : les déterminants *immédiats* comme les prix des produits de base et de taux de change qui ont un effet à court terme ; les déterminants *séculaires* comme les salaires et les technologies qui ont un effet à long terme ; les déterminants *conjuncturels* comme l'écart du chômage. Cependant, il existe d'autres déterminants qui peuvent avoir des effets directs, ou indirects, sur l'inflation. Tels que le crédit intérieur brut, le taux d'intérêt réel, les prix du pétrole, le taux de change et la masse monétaire.

Durant notre travail, on a essayé de présenter empiriquement les déterminants de l'inflation en Algérie. Nous avons abordé cette problématique à partir du modèle VAR pour une période bien déterminée allant de 1980 à 2015.

La condition nécessaire pour estimer le modèle VAR, est d'étudier la stationnarité des séries des données. L'application du test ADF nous a montré que la série (Y) est stationnaire en différence première alors que les deux séries (X2) et (X4) sont stationnaires en deuxième différenciation ; les trois autres séries (X1), (X3) et (X5) sont stationnaires au niveau.

Après l'estimation du modèle VAR, les résultats montrent que le taux d'inflation est influencé par sa valeur, mais les coefficients associés aux autres variables sont non significatifs d'un point de vue statistique.

En termes d'analyse de chocs, nous constatons, selon les résultats de la décomposition de la variance des erreurs de prévision du taux d'inflation, que plus au moins 92.25% de la variance du taux d'inflation est constituée d'elle-même. Les autres variables ne représentent pas plus de 4.86% dans le meilleur des cas. La variable taux d'intérêt vient en premier lieu, suivie de la variable du taux de change. On constate que ce sont ces deux variables qui forment la variance du taux d'inflation. Ainsi, la décomposition de la variance fondée sur le modèle VAR montre que les variables économiques choisies s'expliquent par le taux d'intérêt et le taux de change.

Ainsi, les résultats de notre analyse se résument comme suit :

- Selon l'estimation de la régression multiple, on a constaté que le taux d'inflation dépend négativement du taux d'intérêt. Une augmentation d'une (1) unité de taux d'inflation causée par une diminution de 0.37 unités du taux d'intérêt ;
- Les résultats du test de causalité au sens de Granger indiquent qu'il n'existe aucune relation de causalité entre l'indice des prix à la consommation et les variables explicatives ;
- Selon les résultats de l'analyse de réponses impulsionnelles, toutes les variables ont un effet sur le taux d'inflation au bout de la première année : les deux variables (le taux d'intérêt et la masse monétaire) ont un effet négatif le début de la première année, et les autres variables (le taux de change, crédit intérieur brut et les prix du pétrole) ont un effet positif à la première année.
- D'après les résultats de l'analyse de la décomposition de la variable endogène taux d'inflation, nous constatons que, la variance de l'erreur de prévision du taux d'inflation provient beaucoup plus des innovations du taux d'intérêt et du taux de change.

## **LISTE DES REFERENCES BIBLIOGRAPHIQUES**

1. BEDJAOUI Z., KHOUANI I, (2015), « Inflation et monnaie : quelle relation ? Cas de l'économie Algérienne, étude économétrique », *Revue d'études financières, comptables et administratives*, Vol 1, N°2, PP.7-21, Alger ( <https://www.asjp.cerist.dz/en/article/4903> )
2. BOUHASSOUN Z, (2014), *La relation monnaie-inflation dans le contexte de l'économie Algérienne*, thèse de doctorat, Université Abou-Bekr Belkaïd, Tlemcen.
3. BELKHIR M., KENNICHE M, (2015), « Essai d'évaluation des tensions inflationnistes à court et moyen termes de l'économie Algérienne », *Revue algérienne d'économie et gestion*, Vol 8, N°1, PP.71-88, <https://www.asjp.cerist.dz/en/article/7011>
4. BENZIANE R., SALAH N. (2015), « Relation entre taux d'intérêt et inflation en Algérie: 1990-2015 », *Revue du chercheur*, Vol 17, N°17, PP.79-91, (<https://www.asjp.cerist.dz/en/article/34454>)
5. BIALES M., LEURION R., RIVAUD J L. (2006), *L'essentiel sur l'économie*, 4<sup>ème</sup> édition, éditions FOUCHER, Paris.
6. CHAMPROUX N. (2009), *Entre convictions et obligations : les gouvernements Thatcher et Major Face au système monétaire européen, 1979-1997*. Edition Presse Sorbonne Nouvelle. P.43.
7. DEHEM N. (1952), *L'inflation : nature, causes et espèces*, 7<sup>ème</sup> congrès des relations industrielles, édition Les presses de l'Université de Laval.
8. HECKLY C. ( 1990 ) , *Eléments d'économie pratique*, édition M'Harmattan, Paris.
9. LACAPELLE D. (2009), *Manuel d'anti économie*, édition The Book Edition, Paris.
10. Mathurin D. TOE et Maurille R. Hounkpatin. (2007), « Lien entre la masse monétaire et l'inflation dans les pays de l'UEMOA », *revue Economique Monétaire, BCEAO. Banque Centrale des Etats de l'Afrique de l'Ouest*, N°2, P.88.
11. PROMOVOST J. (1986), *Les mots de l'économie*, édition MARKETING, PARIS.
12. ZAID H. (2013), « comprendre l'inflation en Algérie », *International Conference on Business, Economics, Marketing & Management Research (BEMM'13)*, Volume Book: Economics and Strategic Management of Business Process (ESMB), Tunis.
13. <http://www.banquemondiale.org/>
14. <http://www.bank-of-algeria.dz/>
15. [www.ons.dz](http://www.ons.dz)

## Annexes

### ANNEXE 1 : Tableau des valeurs critiques de la constante et de la tendance du test ADF

N	Modèle (2)			Modèle (3)					
	Constante			Constante			Trend		
	1%	5%	10%	1%	5%	10%	1%	5%	10%
25	3.41	2.61	2.20	4.05	3.20	2.77	3.74	2.85	2.39
<b>50</b>	3.28	<b>2.56</b>	2.18	3.87	3.14	2.75	3.60	<b>2.81</b>	2.38
100	3.22	2.54	2.17	3.78	3.11	2.73	3.53	2.79	2.38
250	3.19	2.53	2.16	3.74	3.09	2.73	3.49	2.79	2.38
500	3.18	2.52	2.16	3.72	3.08	2.72	3.48	2.78	2.38
∞	3.18	2.52	2.16	3.71	3.08	2.72	3.46	2.78	2.38

### Annexes 2 : Les résultats du modèle VAR

#### I. Pour la série X1

##### - Modèle (3)

ADF Test Statistic	-4.182449	1% Critical Value*	-4.2412
		5% Critical Value	-3.5426
		10% Critical Value	-3.2032

\*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(X1)

Method: Least Squares

Date: 05/21/18 Time: 18:12

Sample(adjusted): 1981 2015

Included observations: 35 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
X1(-1)	-0.716512	0.171314	-4.182449	0.0002
C	-6.512670	3.524882	-1.847628	0.0739
@TREND(1980)	0.292518	0.163071	1.793814	0.0823
R-squared	0.353541	Meandependent var		0.964611
Adjusted R-squared	0.313138	S.D. dependent var		10.72338
S.E. of regression	8.887235	Akaike info criterion		7.288925
Sumsquaredresid	2527.454	Schwarz criterion		7.422241
Log likelihood	-124.5562	F-statistic		8.750230
Durbin-Watson stat	1.874030	Prob(F-statistic)		0.000930



## **II. Pour la série X2**

### **- Modèle (3)**

ADF Test Statistic	-1.906015	1% Critical Value*	-4.2505
		5% Critical Value	-3.5468
		10% Critical Value	-3.2056

\*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(X2)

Method: Least Squares

Date: 05/21/18 Time: 18:23

Sample(adjusted): 1982 2015

Included observations: 34 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
X2(-1)	-0.144239	0.075676	-1.906015	0.0663
D(X2(-1))	0.478445	0.204380	2.340961	0.0261
C	-0.571854	1.998226	-0.286181	0.7767
@TREND(1980)	0.483203	0.235725	2.049857	0.0492
R-squared	0.208971	Meandependent var		2.834577
Adjusted R-squared	0.129868	S.D. dependent var		5.249846
S.E. of regression	4.897103	Akaike info criterion		6.125295
Sumsquaredresid	719.4484	Schwarz criterion		6.304867
Log likelihood	-100.1300	F-statistic		2.641757
Durbin-Watson stat	1.726829	Prob(F-statistic)		0.067389

### **- Modèle (2)**

ADF Test Statistic	0.008794	1% Critical Value*	-3.6353
		5% Critical Value	-2.9499
		10% Critical Value	-2.6133

\*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(X2)

Method: Least Squares

Date: 05/21/18 Time: 18:24

Sample(adjusted): 1982 2015

Included observations: 34 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
X2(-1)	0.000254	0.028920	0.008794	0.9930
D(X2(-1))	0.384061	0.209157	1.836235	0.0759
C	1.956052	1.651495	1.184413	0.2453
R-squared	0.098176	Meandependent var		2.834577
Adjusted R-squared	0.039994	S.D. dependent var		5.249846
S.E. of regression	5.143794	Akaike info criterion		6.197556
Sumsquaredresid	820.2171	Schwarz criterion		6.332235
Log likelihood	-102.3585	F-statistic		1.687392
Durbin-Watson stat	1.586022	Prob(F-statistic)		0.201552

Université A. Mira de Bejaia  
 Faculté des sciences économiques, commerciales et des sciences de gestion  
 Département des sciences économiques

---

**- Modèle (1)**

ADF Test Statistic	1.560291	1% Critical Value*	-2.6321
		5% Critical Value	-1.9510
		10% Critical Value	-1.6209

\*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation  
 Dependent Variable: D(X2)  
 Method: Least Squares  
 Date: 05/21/18 Time: 18:25  
 Sample(adjusted): 1982 2015  
 Included observations: 34 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
X2(-1)	0.027507	0.017629	1.560291	0.1285
D(X2(-1))	0.449874	0.202906	2.217157	0.0338
R-squared	0.057366	Meandependent var		2.834577
Adjusted R-squared	0.027909	S.D. dependent var		5.249846
S.E. of regression	5.176069	Akaike info criterion		6.182991
Sumsquaredresid	857.3342	Schwarz criterion		6.272777
Log likelihood	-103.1109	Durbin-Watson stat		1.621204

**- Modèle (1) en premier différence**

ADF Test Statistic	-1.793630	1% Critical Value*	-2.6344
		5% Critical Value	-1.9514
		10% Critical Value	-1.6211

\*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation  
 Dependent Variable: D(X2,2)  
 Method: Least Squares  
 Date: 05/21/18 Time: 18:36  
 Sample(adjusted): 1983 2015  
 Included observations: 33 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(X2(-1))	-0.398616	0.222240	-1.793630	0.0826
D(X2(-1),2)	-0.051422	0.233682	-0.220052	0.8273
R-squared	0.122040	Meandependent var		0.601092
Adjusted R-squared	0.093719	S.D. dependent var		5.725927
S.E. of regression	5.451013	Akaike info criterion		6.288172
Sumsquaredresid	921.1200	Schwarz criterion		6.378869
Log likelihood	-101.7548	Durbin-Watson stat		1.626170

**- Modèle (2) en deuxième différence**

ADF Test Statistic	-6.407054	1% Critical Value*	-3.6496
		5% Critical Value	-2.9558
		10% Critical Value	-2.6164

\*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation  
 Dependent Variable: D(X2,3)  
 Method: Least Squares  
 Date: 05/21/18 Time: 18:39  
 Sample(adjusted): 1984 2015  
 Included observations: 32 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(X2(-1),2)	-1.999264	0.312041	-6.407054	0.0000
D(X2(-1),3)	0.605374	0.198612	3.048027	0.0049
C	0.659485	0.905277	0.728490	0.4722
R-squared	0.639123	Meandependent var		0.593174
Adjusted R-squared	0.614235	S.D. dependent var		8.244447
S.E. of regression	5.120622	Akaike info criterion		6.193489
Sumsquaredresid	760.4022	Schwarz criterion		6.330901
Log likelihood	-96.09582	F-statistic		25.67995
Durbin-Watson stat	1.593815	Prob(F-statistic)		0.000000

### **III. Pour la série X3**

**- Modèle (3)**

ADF Test Statistic	-5.016302	1% Critical Value*	-4.2412
		5% Critical Value	-3.5426
		10% Critical Value	-3.2032

\*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation  
 Dependent Variable: D(X3)  
 Method: Least Squares  
 Date: 05/22/18 Time: 11:43  
 Sample(adjusted): 1981 2015  
 Included observations: 35 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
X3(-1)	-0.917143	0.182832	-5.016302	0.0000
C	16.16529	4.489090	3.601017	0.0011
@TREND(1980)	-0.103033	0.158750	-0.649027	0.5210
R-squared	0.442055	Meandependent var		-0.488084
Adjusted R-squared	0.407184	S.D. dependent var		12.30819
S.E. of regression	9.476637	Akaike info criterion		7.417353
Sumsquaredresid	2873.813	Schwarz criterion		7.550668
Log likelihood	-126.8037	F-statistic		12.67668
Durbin-Watson stat	1.923427	Prob(F-statistic)		0.000088

#### IV. Pour la série X4

##### - Modèle (3)

ADF Test Statistic	-1.150246	1% Critical Value*	-4.2505
		5% Critical Value	-3.5468
		10% Critical Value	-3.2056

\*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(X4)

Method: Least Squares

Date: 05/22/18 Time: 11:48

Sample(adjusted): 1982 2015

Included observations: 34 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
X4(-1)	-0.135241	0.117576	-1.150246	0.2591
D(X4(-1))	1.211831	0.184896	6.554137	0.0000
C	-1.18E+11	1.94E+11	-0.607067	0.5484
@TREND(1980)	1.49E+10	8.81E+09	1.696644	0.1001
R-squared	0.675157	Meandependent var		1.93E+11
Adjusted R-squared	0.642673	S.D. dependent var		8.20E+11
S.E. of regression	4.90E+11	Akaike info criterion		56.78358
Sumsquaredresid	7.20E+24	Schwarz criterion		56.96315
Log likelihood	-961.3208	F-statistic		20.78414
Durbin-Watson stat	2.425202	Prob(F-statistic)		0.000000

##### - Modèle (2)

ADF Test Statistic	-1.309355	1% Critical Value*	-3.6353
		5% Critical Value	-2.9499
		10% Critical Value	-2.6133

\*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(X4)

Method: Least Squares

Date: 05/22/18 Time: 11:49

Sample(adjusted): 1982 2015

Included observations: 34 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
X4(-1)	-0.157550	0.120327	-1.309355	0.2000
D(X4(-1))	1.284529	0.185232	6.934707	0.0000
C	1.64E+11	1.04E+11	1.579857	0.1243
R-squared	0.643988	Meandependent var		1.93E+11
Adjusted R-squared	0.621019	S.D. dependent var		8.20E+11
S.E. of regression	5.05E+11	Akaike info criterion		56.81638
Sumsquaredresid	7.90E+24	Schwarz criterion		56.95106
Log likelihood	-962.8784	F-statistic		28.03781
Durbin-Watson stat	2.335114	Prob(F-statistic)		0.000000

Université A. Mira de Bejaia  
Faculté des sciences économiques, commerciales et des sciences de gestion  
Département des sciences économiques

---

**- Modèle (1)**

ADF Test Statistic	-0.536234	1% Critical Value*	-2.6321
		5% Critical Value	-1.9510
		10% Critical Value	-1.6209

\*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(X4)

Method: Least Squares

Date: 05/22/18 Time: 11:50

Sample(adjusted): 1982 2015

Included observations: 34 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
X4(-1)	-0.055751	0.103968	-0.536234	0.5955
D(X4(-1))	1.233912	0.186656	6.610631	0.0000
R-squared	0.615323	Meandependent var		1.93E+11
Adjusted R-squared	0.603302	S.D. dependent var		8.20E+11
S.E. of regression	5.16E+11	Akaike info criterion		56.83499
Sumsquaredresid	8.53E+24	Schwarz criterion		56.92478
Log likelihood	-964.1949	Durbin-Watson stat		2.207210

**- Modèle (1) en premier différence**

ADF Test Statistic	1.322042	1% Critical Value*	-2.6344
		5% Critical Value	-1.9514
		10% Critical Value	-1.6211

\*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(X4,2)

Method: Least Squares

Date: 05/22/18 Time: 11:54

Sample(adjusted): 1983 2015

Included observations: 33 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(X4(-1))	0.352496	0.266630	1.322042	0.1958
D(X4(-1),2)	-0.247351	0.307478	-0.804452	0.4273
R-squared	0.016733	Meandependent var		1.07E+11
Adjusted R-squared	-0.014986	S.D. dependent var		5.18E+11
S.E. of regression	5.22E+11	Akaike info criterion		56.85665
Sumsquaredresid	8.43E+24	Schwarz criterion		56.94735
Log likelihood	-936.1347	Durbin-Watson stat		1.994197

**- Modèle (1) en deuxième différence**

Université A. Mira de Bejaia  
 Faculté des sciences économiques, commerciales et des sciences de gestion  
 Département des sciences économiques

---

ADF Test Statistic	-2.303327	1% Critical Value*	-2.6369
		5% Critical Value	-1.9517
		10% Critical Value	-1.6213

\*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation  
 Dependent Variable: D(X4,3)  
 Method: Least Squares  
 Date: 05/22/18 Time: 11:56  
 Sample(adjusted): 1984 2015  
 Included observations: 32 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(X4(-1),2)	-0.787488	0.341892	-2.303327	0.0284
D(X4(-1),3)	-0.118349	0.248892	-0.475503	0.6379
R-squared	0.436178	Meandependent var		3.05E+10
Adjusted R-squared	0.417384	S.D. dependent var		7.11E+11
S.E. of regression	5.43E+11	Akaike info criterion		56.93855
Sumsquaredresid	8.84E+24	Schwarz criterion		57.03016
Log likelihood	-909.0168	Durbin-Watson stat		1.982642

## V. Pour la série X5

### - Modèle (3)

ADF Test Statistic	-4.603228	1% Critical Value*	-4.2412
		5% Critical Value	-3.5426
		10% Critical Value	-3.2032

\*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation  
 Dependent Variable: D(X5)  
 Method: Least Squares  
 Date: 05/22/18 Time: 11:58  
 Sample(adjusted): 1981 2015  
 Included observations: 35 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
X5(-1)	-0.733033	0.159243	-4.603228	0.0001
C	2.56E+08	1.14E+08	2.244596	0.0318
@TREND(1980)	1497737.	4338389.	0.345229	0.7322
R-squared	0.404565	Meandependent var		-
				14178123
Adjusted R-squared	0.367350	S.D. dependent var		3.25E+08
S.E. of regression	2.58E+08	Akaike info criterion		41.65864
Sumsquaredresid	2.13E+18	Schwarz criterion		41.79195
Log likelihood	-726.0262	F-statistic		10.87110
Durbin-Watson stat	2.153089	Prob(F-statistic)		0.000250

## VI. Estimation du modèle VAR

VectorAutoregressionEstimates

Date: 05/26/18 Time: 16:09

Sample(adjusted): 1983 2015

Included observations: 33 after adjusting endpoints

Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]

	D(Y)	X1	D(D(X2))	X3	D(D(X4))	X5
D(Y(-1))	0.006299 (0.22264) [ 0.02829]	-0.446712 (0.39827) [-1.12163]	0.042192 (0.22696) [ 0.18591]	-0.631815 (0.37475) [-1.68597]	-3.10E+09 (2.3E+10) [-0.13438]	15781592 (9987607) [ 1.58012]
X1(-1)	-0.127779 (0.13311) [-0.95992]	0.283027 (0.23812) [ 1.18861]	-0.091259 (0.13569) [-0.67255]	-0.271892 (0.22405) [-1.21351]	-4.72E+09 (1.4E+10) [-0.34200]	8218865. (5971358) [ 1.37638]
D(D(X2(-1)))	0.108870 (0.24553) [ 0.44341]	-0.136093 (0.43921) [-0.30986]	-0.485445 (0.25029) [-1.93956]	0.574256 (0.41327) [ 1.38954]	-1.65E+10 (2.5E+10) [-0.64871]	-12257592 (1.1E+07) [-1.11288]
X3(-1)	-0.038218 (0.11941) [-0.32006]	0.259164 (0.21360) [ 1.21334]	-0.098944 (0.12172) [-0.81289]	0.254421 (0.20098) [ 1.26589]	-9.78E+09 (1.2E+10) [-0.79040]	-6278032. (5356455) [-1.17205]
D(D(X4(-1)))	2.55E-13 (2.4E-12) [ 0.10464]	6.34E-13 (4.4E-12) [ 0.14535]	4.78E-12 (2.5E-12) [ 1.92156]	-4.28E-12 (4.1E-12) [-1.04302]	0.133884 (0.25282) [ 0.52957]	9.99E-05 (0.00011) [ 0.91281]
X5(-1)	2.38E-09 (3.7E-09) [ 0.63689]	5.54E-09 (6.7E-09) [ 0.82863]	6.69E-09 (3.8E-09) [ 1.75735]	-5.11E-09 (6.3E-09) [-0.81302]	324.3564 (387.353) [ 0.83737]	0.098429 (0.16761) [ 0.58726]
C	-0.660477 (2.76887) [-0.23854]	-7.745338 (4.95301) [-1.56376]	-0.886871 (2.82249) [-0.31422]	12.55729 (4.66049) [ 2.69441]	1.20E+11 (2.9E+11) [ 0.41967]	4.49E+08 (1.2E+08) [ 3.61324]
R-squared	0.098745	0.268716	0.263856	0.251468	0.068442	0.236136
Adj. R-squared	-0.109237	0.099958	0.093976	0.078729	-0.146534	0.059859
Sum sq. resids	743.2682	2378.363	772.3331	2105.735	7.99E+24	1.50E+18
S.E. equation	5.346704	9.564282	5.450240	8.999435	5.54E+11	2.40E+08
F-statistic	0.474778	1.592318	1.553192	1.455773	0.318370	1.339577
Log likelihood	-98.21504	-117.4064	-98.84796	-115.3975	-935.2433	-679.6432
Akaike AIC	6.376669	7.539780	6.415028	7.418032	57.10566	41.61474
Schwarz SC	6.694110	7.857221	6.732469	7.735473	57.42310	41.93218
Meandependent	-0.053259	-1.981778	0.601092	15.29237	1.07E+11	3.67E+08
S.D. dependent	5.076612	10.08140	5.725927	9.376087	5.18E+11	2.47E+08
DeterminantResidual Covariance		2.71E+46				
Log Likelihood (d.f. adjusted)		-2045.067				
Akaike Information Criteria		126.4889				
Schwarz Criteria		128.3935				

Source : résultat obtenus à partir du logiciel Eviews 4.0.

Université A. Mira de Bejaia  
Faculté des sciences économiques, commerciales et des sciences de gestion  
Département des sciences économiques

**Annexe 3 : La base de données**

Les années	Y (%)	X1 (%)	X2 (€)	X3 (DA)	X4 (DA)	X5 (DA)
1980	9.5178245	-18.1643639	3.83745	17.380065	1.001E+11	974,633,989
1981	14.6548426	-9.92881713	4.31580833	16.6935717	1.1232E+11	861,906,943
1982	6.54250963	1.04003133	4.59219167	26.3261081	1.4713E+11	745,004,128
1983	5.96716393	-3.562383	4.7888	20.3321488	1.828E+11	64,694,177
1984	8.11639796	-5.01091017	4.983375	17.351711	2.2138E+11	604,007,439
1985	10.482287	-1.87908824	5.0278	14.9668493	2.4753E+11	558,513,902
1986	12.3716092	0.82481707	4.70231667	1.4098097	2.7956E+11	287,093,145
1987	7.44126091	-4.44866827	4.84974167	13.6025655	3.0825E+11	353,549,845
1988	5.91154496	-4.64049034	5.91476667	13.5981171	3.4724E+11	275,179,404
1989	9.30436126	-8.05499199	7.60855833	5.182189	3.8364E+11	320,594,589
1990	16.6525344	-17.0886436	8.95750833	11.4156555	4.3593E+11	395,959,865
1991	25.8863869	-29.7737303	18.472875	20.8027985	5.0355E+11	320,272,765
1992	31.6696619	-11.4217652	21.836075	31.2748797	5.8121E+11	300,250,482
1993	20.5403261	-4.95001377	23.3454067	7.29664105	6.8824E+11	256,181,703
1994	29.0476561	-13.7470076	35.0585008	15.7048391	7.0438E+11	232,690,341
1995	29.7796265	-7.90216594	47.6627267	9.46358192	8.9658E+11	243,503,047
1996	18.6790759	-4.04920736	54.7489333	14.6446455	9.849E+11	287,336,791
1997	5.73352275	8.13664538	57.70735	18.2594754	1.0729E+12	259,365,199
1998	4.95016164	15.1040086	58.7389583	19.5726203	1.1714E+12	170,096,821
1999	2.64551113	-0.09591064	66.573875	13.9471736	1.4837E+12	235,237,839
2000	0.33916319	-10.3173874	75.2597917	14.1315028	1.1658E+12	360,835,623
2001	4.22598835	10.0298023	77.2150208	54.0514087	1.533E+12	30,102,362
2002	1.41830192	7.17771041	79.6819	18.0521154	1.7097E+12	303,347,244
2003	4.26895396	-0.18816387	77.394975	16.3061557	1.6406E+12	341,745,507
2004	3.9618003	-3.78265643	72.06065	10.4512235	1.3314E+12	441,748,542
2005	1.38244657	-6.99021794	73.2763083	11.6936035	5.5489E+11	608,762,454
2006	2.31452409	-2.31863024	72.6466167	19.6447766	3.1016E+11	70,464,327
2007	3.67382727	1.48157294	69.2924	23.0907392	-3.4007E+11	761,293,176
2008	4.86299053	-6.37635945	64.5828	16.0370823	-1.4024E+12	984,995,519
2009	5.73433341	21.6076442	72.6474167	4.8408351	-8.9248E+11	626,827,003
2010	3.91304348	-6.96209302	74.3859833	13.5484317	-7.9464E+11	794,955,336
2011	4.52176466	-8.66105454	72.9378833	19.9070033	-6.5856E+11	107,850,916
2012	8.89458529	0.48256042	77.5359667	10.9369171	-3.4227E+11	106,057,657
2013	3.25368418	8.06683301	79.3684	8.40999984	5.0003E+11	10,170,795
2014	2.91640641	8.31425374	80.5790167	14.4236739	3.1016E+12	911,382,554
2015	4.78497696	15.5970094	100.691433	0.29713103	6.6801E+12	478,399,693

Source : La banque mondiale et l'ONS



### LISTE DES TABLEAUX

<b>N° du tableau</b>	<b>Titre du tableau</b>	<b>Pages</b>
Tableau N° 1	Modèle de Régression multiple	<b>10</b>
Tableau N° 2	Choix du nombre de retards « P » pour les séries à étudier	<b>11</b>
Tableau N° 3	Nombre de retard « P »	<b>12</b>
Tableau N° 4	Modèle (3) pour la série (Y)	<b>12</b>
Tableau N° 5	Modèle (2) pour la série (Y)	<b>13</b>
Tableau N° 6	Modèle (1) pour la série (Y)	<b>13</b>
Tableau N° 7	Test ADF, modèle (1) en première différence pour la série D (Y)	<b>14</b>
Tableau N° 8	les résultats du test de racine unitaire ADF sur les autres variables	<b>15</b>
Tableau N° 9	Choix du nombre de retards « P »	<b>16</b>
Tableau N° 10	Résultat d'estimation du modèle VAR	<b>17</b>
Tableau N° 11	Test d'auto-corrélation des résidus	<b>18</b>
Tableau N° 12	Résultats du test hétéroscédasticité de white	<b>19</b>
Tableau N° 13	test de causalité au sens de granger	<b>20</b>
Tableau N° 14	Réponse impulsionnelles (analyse des chocs)	<b>21</b>
Tableau N° 15	Décomposition de la variance de l'erreur de prévision de (y)	<b>22</b>

### LISTE DES FIGURES ET GRAPHES

<b>N° de Figures et graphes</b>	<b>Titre de Figures et graphes</b>	<b>Pages</b>
<b>Graphe N° 1</b>	La stationnarité du modèle VAR	18
<b>Figure N°1</b>	Réponse impulsionnelles (analyse des chocs)	21

### LISTE DES ABREVIATIONS

- **ADF** : Augmented Dickey-fuller
- **AIC** : Akaike Information Critetion
- **DF** : Dickey-fuller
- **DS** : Differency Stationnary
- **FMI** : Fond Monétaire International
- **P** : Nombre de retard
- **SC** : Schwarz Criterion
- **T Trend** : Test de la Tendance
- **T const** : Test de la constante
- **TS** : Trend Stationnary
- **I (n)** : Ordre d'intégration
- **VAR** : Vector Auto Regressif

**TABLE DES MATIERES**

<b>Remerciements</b>	
<b>Dédicaces</b>	
<b>Sommaire</b>	
<b>I. Introduction Générale.....</b>	<b>01</b>
<b>II. Revue de la littérature.....</b>	<b>03</b>
<b>III Données et modèle d'estimation.....</b>	<b>04</b>
<b>III.1. Choix des variables .....</b>	<b>04</b>
<b>III.1.1) Présentation des variables utilisées .....</b>	<b>05</b>
<b>III.1.2) Justification du choix des variables .....</b>	<b>05</b>
<b>III.2. Définition d'une série temporelle.....</b>	<b>06</b>
<b>III.3. Modélisation VAR .....</b>	<b>08</b>
<b>IV Résultats et discussion .....</b>	<b>10</b>
<b>IV. 1. Modèle de Régression multiple .....</b>	<b>10</b>
<b>IV. 2. Application du test de racine unitaire ADF (Test de stationnarité des séries).....</b>	<b>11</b>
<b>IV.2.1. La détermination du nombre de retards des séries.....</b>	<b>11</b>
<b>IV.2.2. Application du test de racine unitaire ADF sur la série Y.....</b>	<b>12</b>
<b>IV. 2.3. Présentation des résultats du test ADF sur les autres séries restantes.....</b>	<b>14</b>
<b>IV. 2.3. Modélisation d'un processus VAR .....</b>	<b>16</b>
<b>IV. 2.4. Etude de la causalité (au sens de Granger) .....</b>	<b>19</b>
<b>IV. 2.5. Analyse de réponses impulsionnelles (analyse des chocs).....</b>	<b>20</b>
<b>IV. 2.6. La décomposition de la variance de l'erreur de prévision de (y) .....</b>	<b>22</b>
<b>V. Conclusion générale .....</b>	<b>23</b>
<b>Bibliographie.....</b>	<b>25</b>
<b>Annexes .....</b>	<b>26</b>
<b>Listes des tableaux .....</b>	<b>35</b>
<b>Listes des Figures et graphes et Liste des abréviations .....</b>	<b>36</b>
<b>Table des matières .....</b>	<b>37</b>
<b>Résumé.</b>	

## Résumé

Cette étude tente de présenter empiriquement les déterminants de l'inflation en Algérie à partir du modèle VAR, pour une période bien déterminée allant de 1980 à 2015. Les résultats obtenus ont montré que plus au moins 92.25% de la variance du taux d'inflation est constituée d'elle-même. Les autres variables ne représentent pas plus de 4.86% dans le meilleur des cas. La variable taux d'intérêt vient en premier lieu, suivie de la variable du taux de change.

**Mots Clés :** Inflation, masse monétaire, taux d'intérêt, taux de change, prix de pétrole, VAR.

## Abstract

This study attempts to empirically present the determinants of inflation in Algeria from the VAR model for a specific period from 1980 to 2015. The results obtained showed that at least 92.25% of the variance of the inflation rate is constituted of itself. The other variables do not represent more than 4.86% in the best case. The interest rate variable comes first, followed by the exchange rate variable.

**Key word:** Inflation, money supply, interest rate, exchange rate, oil price, VAR.

## ملخص:

نسعي من خلال هذه الدراسة الي ايجاد المعايير الاقتصادية المسببة لظاهرة التضخم في الجزائر باستعمال نموذج فار خلال فترة ما بين 1980 الي 2015. اظهرت النتائج التي تم الحصول عليها ان 92.25% علي الاقل من التباين ان معدل التضخم يتكون بنفسه و ان المعايير الاخرى لا تؤثر الا بنسبة 4.86% في احسن الحالات بحيث يؤثر معدل الفائدة اولاً ثم يتبعه سعر الصرف في التأثير علي التضخم .

**الكلمات المفتاحية :** التضخم . الكتلة النقدية . معدل الفائدة . سعر الصرف . اسعار البترول . فار .