

Université A. Mira de Béjaia
Faculté des Sciences Economiques, Commerciales et
des Sciences de Gestion

MEMOIRE DE FIN D'ETUDE

En vue de L'obtention du diplôme de master en Sciences Economiques

Option : Economie Appliquée et Ingénierie Financière

Thème:

*Etude empirique des déterminants
de l'inflation en Algérie :
modélisation "VAR"*

Réalisé par :

HAMMOUR Hania

BOUROUIH Ibtissam

Encadré par :

M^{elle} TOUATI Karima

Devant le jury

Président : ABDERRAHMANI.F

Encadreur : TOUATI.K

Examineur : MOUFOK.N.D

Année universitaire
2016/2017

Sommaire

Introduction generale	3
Chapitre I : Cadre conceptuel et theorique de l'inflation.....	3
Introduction.....	3
Section 1 : Présentation des concepts de base.....	3
Section 2 : L'inflation selon les différentes théories économiques.....	10
Section 3 : Revue de la littérature	17
Conclusion	27
Chapitre II : La conduite de la politique monetaire en Algerie	28
Introduction.....	28
Section 1 : La conduite de la politique monétaire en Algérie 1990-1999.....	28
Section 2 : La conduite de la politique monétaire de 1999 jusqu'à 2014	38
Section 3 : Le choc pétrolier et la conduite de la politique monétaire	45
Conclusion	48
Chapitre III : Étude empirique des determinants de l'inflation en Algerie.....	50
Introduction.....	50
Section 1 : Étude empirique des déterminants de l'inflation basée sur des données mensuelles.....	50
Section 2 : Étude empirique des déterminants de l'inflation basée sur des données annuelles	65
Conclusion	79
Conclusion generale	81
Bibliographie	
Annexes	

Liste des abréviations

Les abréviations	Les significations
ADF	Augmented Dickey-Fuller
AIC	Akaike Info Criterion
BA	Banque d'Algérie
BCEAO	Banque Centrale des Etats de l'Afrique Ouest
CCT	Crédits à Court Terme
CEMAC	Communauté Economique et Monétaire de l'Afrique Centrale
CMC	Conseil de la Monnaie et de Crédit
DF	Dickey-Fuller
DS	Differency Stationary
FD	Facilité de Dépôts
FMI	Fond Monétaire International
IPC	Indice des Prix à la Consommation
IVU	Indice de Valeur Unitaire à l'importation
M1	Billets et pièces en circulation + Dépôts à vue
MM	Masse Monétaire
MCO	Moindre Carré Ordinaire
NEC	Nouvelle Ecole Classique
ONS	Office National des Statistiques
PAS	Programme d'Ajustement Structurel
PIB	Produit Intérieur Brut

PPT	Prix de Pétrole
RL	Reprise de Liquidité
RO	Réserves Obligatoires
SC	Critère d'information Schwarz
TCH	Taux de Change
TIF	Taux d'Inflation
TIN	Taux d'Intérêt
TQM	Théorie Quantitatif de la Monnaie
TS	Trend Stationary
UEMOA	Union Economique et Monétaire Ouest Africaine
VAR	Vector Auto-Régressive

Liste des tableaux

Tableau	Titre	Page
Tableau N°01	Evolution du taux d'inflation de 1970 à 1979	29
Tableau N°02	Evolution du taux d'inflation de 1980 à 1989	30
Tableau N°03	Evolution du taux d'inflation de 1990 à 1993	33
Tableau N°04	Evolution de la masse monétaire de 1990 à 1993	34
Tableau N°05	Evolution du taux d'inflation de 1994 à 1998	36
Tableau N°06	Evolution de la masse monétaire M_2 de 1993 à 1998	38
Tableau N°07	Evolution des réserves obligatoires, reprise de liquidité et facilité de dépôts en milliards de dinar.	41
Tableau N°08	Evolution de la masse monétaire de 1990 à 2012	43
Tableau N°09	Evolution du taux d'inflation de 1999 à 2015	44
Tableau N°10	Présentation des variables utilisées	51
Tableau N°11	Modèle de Régression multiple	51
Tableau N°12	Choix du nombre de retards « P » pour les séries à étudier	53
Tableau N°13	Modèle (3) pour la série LPPT	54
Tableau N°14	Modèle (2) pour la série LPPT	55
Tableau N°15	Modèle (1) pour la série LPPT	56
Tableau N°16	Test ADF, modèle (1) pour la série différenciée DLPPT	56
Tableau N°17	les résultats du test de racine unitaire ADF sur les autres variables	57
Tableau N°18	Choix du nombre de retards « P »	58
Tableau N°19	Test d'auto-corrélation des résidus	60
Tableau N°20	Résultats du test hétéroscédasticité de white	60
Tableau N°21	Test de causalité au sens de Granger	61
Tableau N°22	Réponse impulsionnelles (analyse des chocs)	62

Tableau N°23	Décomposition de la variance de l'erreur de prévision de LIPCS	64
Tableau N°24	Présentation des variables utilisées	65
Tableau N°25	Modèle de Régression multiple	66
Tableau N°26	Choix du nombre de retards « P » pour les séries à étudier	67
Tableau N°27	Nombre de retard « P »	67
Tableau N°28	Modèle (3) pour la série LTCH	68
Tableau N°29	Modèle (2) pour la série LTCH	69
Tableau N°30	Modèle (1) pour la série LTCH	69
Tableau N°31	Test ADF, modèle (1) en première différence pour la série DLTCH	70
Tableau N°32	Test ADF, modèle (1) en deuxième différence pour la série DDLTCH	71
Tableau N°33	les résultats du test de racine unitaire ADF sur les autres variables	72
Tableau N°34	Choix du nombre de retards « P »	73
Tableau N°35	Test d'auto-corrélation des résidus	74
Tableau N°36	Résultats du test hétéroscédasticité de white	75
Tableau N°37	Test de causalité au sens de Granger	76
Tableau N°38	Réponse impulsionnelles (analyse des chocs)	77
Tableau N°39	Décomposition de la variance de l'erreur de prévision de LTIF	79

LISTE DES FIGURES

Figure	Titre	Page
Figure N°01	La spirale inflationniste par la demande	15
Figure N°02	Représentation graphiques de l'évolution de l'inflation durant la période (1970-1979)	29
Figure N°03	Représentation graphiques de l'évolution de l'inflation durant la période (1980-1989)	30
Figure N°04	Représentation graphiques de l'évolution de l'inflation durant la période (1990-1993)	33
Figure N°05	Représentation graphiques de l'évolution de l'inflation durant la période (1994-1998)	37
Figure N°06	Représentation graphiques de l'évolution de l'inflation de 1999 à 2015	44
Figure N°07	Stationnarité du modèle VAR(1)	59
Figure N°08	Réponse impulsionnelle (analyse des chocs)	62
Figure N°09	Stationnarité du modèle VAR(1)	73
Figure N°10	Réponse impulsionnelle (analyse des chocs)	77

Dans une économie de marché, les prix des biens et services peuvent varier, certains augmentent et d'autres diminuent. L'inflation est devenue un phénomène problématique dans l'économie qui peut se définir comme étant un processus de hausse générale et durable des prix des biens et services à la consommation. Elle est mesurée par l'IPC (l'Indice des Prix à la Consommation). La maîtrise de celui-ci constitue l'objectif essentiel de la politique monétaire de plusieurs pays, car la stabilité des prix est censée créer un meilleur environnement pour le développement de l'activité économique¹.

L'origine de l'inflation reste un sujet de controverse entre les économistes, les études réalisées par ces économistes peuvent se classer en deux catégories : les théories à fondements réels, non exclusivement monétaire, visant à expliquer l'inflation grâce à des mécanismes dits réels tels que la demande, l'offre ou les structures économiques, et les théories à fondements strictement monétaires, à savoir les théories monétaristes.

Pour les auteurs monétaristes, l'inflation résulte d'une émission de monnaie trop importante, la justification de cette idée repose sur l'existence d'une relation économique appelée la théorie quantitative de la monnaie, cette équation souligne qu'une augmentation de la quantité de monnaie en circulation provoque de façon mécanique une hausse du niveau général des prix.

Les études empiriques récentes basées sur les modèles économétriques (VAR, VECM) ont souligné l'importance des variables monétaires (la masse monétaire), le taux d'intérêt, le taux de change, et les variables réelles tel que le PIB dans la détermination de l'inflation (Bergstrand (1991), Mc.Candless et Weber (1995), GCLim et Laura Pai (1997), Mihaela SIMIONESCU (2016) ...etc).

En Algérie, le phénomène inflationniste n'est pas nouveau, l'indice des prix à la consommation a augmenté de 4.80% en 1970 jusqu'à 15.60% en 1978². Cette inflation relativement connaît une certaine accélération à partir des années quatre vingt et s'est accéléré durant la décennie suivante surtout après la décision de faire passer l'Algérie à l'économie de marché le 1^{er} janvier 1991, avant de connaître durant les années 2000 une tendance baissière et une certaine stabilité dans son évolution.

¹ Angel ASENSIO, « LE FONCTIONNEMENT DES ECONOMIES DE MARCHE », Ed de Boeck Université, Paris, 2008, P20.

² Office National des Statistiques (ONS).

La chute des prix de pétrole depuis mai 2014, a entraîné une augmentation de l'inflation de 1.64% jusqu'à 6.40% en décembre 2016.

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

Quels sont les déterminants de l'inflation en Algérie ?

De cette problématique découlent trois questions importantes qui méritent notre intérêt, à savoir :

- Comment le phénomène d'inflation est-il expliqué par les théories économiques ?
- Comment l'inflation a évolué en Algérie ?
- Que donnent les modèles d'analyse concernant les déterminants de l'inflation en Algérie ?

Pour essayer d'apporter quelques réponses à ces questions, nous partons avec une hypothèse de départ que nous tenterons de vérifier tout au long de ce travail :

Hypothèse : l'inflation en Algérie pourrait être expliquée par les facteurs monétaires (la masse monétaire) et les prix de pétrole.

Notre étude se fera en deux parties. La première qui est théorique, va contenir deux chapitres. Dans le premier, nous allons présenter les principes fondamentaux explicatifs de l'inflation ainsi que les différentes théories de l'inflation et les études empiriques récentes. Dans le deuxième, nous allons tenter de cerner l'évolution de l'inflation en Algérie durant la période 1970-2015 et la conduite de la politique monétaire.

La deuxième partie qui est pratique, contient un chapitre qui est consacré à traiter l'inflation empiriquement par la mobilisation d'un modèle d'analyse qui est porté sur le modèle Vectoriel-Auto Régressif (VAR), en utilisant le logiciel EVIEWS.4. Notre étude se réalisera à base d'informations collectées auprès de la banque d'Algérie (bulletins de 2009-2016), et de l'Office National des Statistiques (ONS). Nous terminerons notre travail par une conclusion générale.

Introduction

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.

Nous présenterons au cours de ce chapitre les principes généraux de l'inflation. On présentera d'abord, dans la première section, les concepts de base de ce phénomène, et dans la seconde, les différentes théories de l'inflation.

Section 1 : Présentation des concepts de base

Dans cette première section, nous définissons le concept de l'inflation, puis nous étudierons ses mesures et ses différents types.

1.1. Définitions de l'inflation

L'inflation est un phénomène connu et est devenue la principale variable affectant la vie économique publique ou privée. Plusieurs définitions lui ont été attribuées :

Le terme inflation provient du latin « inflatio » qui signifie enflure (gonflement). Il désigne une augmentation générale, durable et auto-entretenu des prix des biens et services¹. L'inflation est « un processus durable de hausse cumulative du niveau générale des prix »².

Elle est définie aussi par « la perte du pouvoir d'achat de la monnaie qui se traduit par une augmentation générale et durable des prix »³.

L'inflation c'est : « un déséquilibre global qui se traduit par une augmentation générale des prix qui fait intervenir toutes les parties et tous les mécanismes de l'économie (production, revenu, prix) »⁴.

¹ Bernard Guerrien, « MONNAIE ET INFLATION », Ed ECONOMICA, Paris, 1984, P6.

² Antoine CAZORLA et Anne-Mary DRAI : « Dictionnaire des sciences économiques », 2^{ème} édition, ARMAND COLIN, Paris, 2007, P 264.

³ Alain Beitone et Christine Dollo, « Dictionnaire des sciences économique », Ed Armand Colin Editeur, Paris, 1991, P140.

⁴ Joël JALLADEAU, « Introduction à la macroéconomie », 2^{ème} édition, De Boeck & Larcier S.A., Paris, 1998, P371.

Une autre définition la considère comme « une augmentation injustifiée, générale et durable et auto-entretenu des prix des biens et services ».

- **L'augmentation générale :** la hausse des prix doit affecter la totalité des biens échangeables et services proposés ;
- **L'augmentation durable :** une augmentation des prix pendant quelques mois n'est pas constitutive d'inflation, il en est ainsi des hausses saisonnières des prix (fruits en hiver, location en été). Le relèvement des tarifs doit résulter d'un déséquilibre prolongé ;
- **L'augmentation des prix doit être injustifiée :** une hausse des prix pour une amélioration d'un produit ou un service, est considérée comme justifiée.

Les prix des biens et services augmentent d'une façon durable, sans apporter des améliorations ou modifications de ces derniers ;

- **L'augmentation des prix doit s'auto-entretenir :** l'augmentation des prix des matières premières ou produits semi-finis impactent nécessairement sur les prix des produits finis (ainsi le prix du blé a une influence directe sur les prix du pain...)⁵.

L'inflation est aussi « un mouvement de hausse généralisée mais dispersée des prix et qui est une insuffisance relative à un certain moment d'offres spontanées par rapport aux demandes formulées aux prix courants du début de la période d'analyse »⁶.

Cette définition impose deux clarifications essentielles :

- Tous les prix ne se relèvent pas, certains peuvent demeurer stables voir baisser et les prix ne s'élèvent pas à la fois et au même rythme. On observe ainsi un phénomène de dispersion qui est considéré comme une règle générale. Prix agricoles et prix industriels ne se relèvent pas au même rythme, les prix les plus sensibles sont ceux des denrées alimentaires.
- La mesure du taux d'inflation est bien difficile, elle vaut ce que valent les indices des prix utilisés. Plus la période s'allonge plus la marge d'erreur de ces instruments nécessairement imparfaits augmente.

⁵ LONGATTE.J, VANHOVE.P, « Economie générale en 36 fiches », 5^{ème} édition, DUNOD, Paris, 2007, P65.

⁶ J.Jalladeau, « introduction à la macroéconomie : modélisation de base et redéploiements théoriques contemporains », Ed de Boeck Université, 1998, P371.

➤ **Les différents termes connexes à l'inflation**

Plusieurs termes sont liés à l'inflation, on trouve⁷ :

- **La déflation** : correspond à la baisse contenue du niveau générale des prix. Elle s'accompagne d'une récession économique : baisse du PIB, de la demande, des revenus, de l'épargne et de l'investissement, du cout, le chômage augmente. Les épisodes de déflation sont liés à l'éclatement de bulles spéculatives sur les marchés financiers et dans l'immobilier.
- **La désinflation** : c'est la diminution du taux d'inflation, c'est-à-dire le ralentissement durable du rythme de hausse du niveau générale des prix.
- **La stagflation** : c'est une situation caractérisée simultanément par la stagnation de la production (faible croissance économique), une forte augmentation du chômage et de l'inflation. (caractéristique de la situation du début des années 1970-1973 après le 1^{er} choc pétrolier).

1.2. Les types de l'inflation

L'inflation apparait lorsque les anticipations des agents font augmenter la demande en biens et en services plus que l'offre disponible, ou lorsque la production est restreinte par une productivité faible ou par une contrainte du marché. Ce phénomène a fait l'objet de plusieurs classifications, parmi les types d'inflation, on peut distinguer les suivantes :

1.2.1. L'inflation ouverte ou déclarée

On parle d'inflation ouverte ou déclarée lorsqu'il y a une augmentation rapide, générale, permanente et cumulative des prix. Cette augmentation est due⁸ :

- d'une part à certaine branche de l'économie qui connaisse une rareté dans certains biens. Cette rareté, va être la cause de l'augmentation du cout de production des marchandises utilisant ce bien, ce qui implique l'augmentation des prix. Dans ce cas-là il y aura des revendications sociales, l'Etat se verra donc dans l'obligation d'augmenter les salaires, mais si cette masse salariale est plus importante que la valeur des produits existants sur les marchés elle va conduire automatiquement à un autre accroissement des prix.

⁷ Idem, P265.

⁸ Septième congrès des Relations Industrielles de Laval : « Salaires et prix », Ed Presse Université Laval, 1952, P18.

- d'autre part c'est les anticipations, des fois non raisonnables, de la part des acteurs économiques sur de nouvelles hausses des prix, qui vont être à l'origine de ce genre d'inflation.

Ces derniers ont un taux de croissance qui varie entre plus de 5 % et sans dépasser 10% par an. Dans ce cas-là les consommateurs achètent les marchandises pour éviter de payer à des prix très élevés à l'avenir. Sous une inflation « ouverte » le système des prix à la liberté de s'ajuster pour résorber le déséquilibre entre la demande et l'offre.

Le premier méfait de l'inflation ouverte est l'inefficacité, ou la perte de rendement social qu'elle cause.

Le second méfait est qu'elle peut être très destructrice, car il y aura toujours une course entre les prix et les salaires. Chaque fois qu'il y a augmentation des prix, les salaires voudront rattraper cette augmentation⁹.

1.2.2. L'inflation latente ou rampante

L'inflation est qualifiée de latente ou rampante lorsqu'elle est structurellement installée dans l'économie¹⁰.

Elle est à peine compréhensible par ce qu'elle évolue à faible taux sur le long terme. Son taux de hausse des prix demeure relativement faible, il évolue de 3 % à 4 % par an. Ce genre d'inflation est chronique car sa variation s'étale sur une longue période. Elle est commune à tous les pays industrialisés.

Il s'agit d'une inflation qui évolue à faible taux sur le long terme. L'amélioration progressive du niveau de vie des populations peut s'effectuer parfois à un rythme plus rapide que celui des appareils de production, si bien que la demande sur le marché (biens de consommation comme bien d'équipement) présente une tendance modérée à dépasser l'offre. Au fil des années, le niveau des salaires et le niveau des prix augmentent donc de manière latente (lente), on parle donc d'inflation rampante, de l'ordre de 2.5 % à 4 % par an.

Les raisons principales de cette inflation sont ¹¹:

- une insuffisance de la production discontinue ;

⁹ R. Dehem, « L'inflation : nature, causes et espèces », septième congrès des relations industrielles, Ed Les presses de l'Université de Laval, 1952, P18.

¹⁰ Jean-François Goux, op.cit.P41.

¹¹ J.Robinson, John.E, « L'économie moderne », Ed EDISCIENCE, Paris, 1976, P382.

- une augmentation de la population ;
- une relance de la consommation ;
- les excédents de richesses privés et de liquidité se trouvant aux mains des consommateurs et des entreprises.

Ce genre d'inflation ne constitue pas une menace grave pour l'économie. Au contraire il se peut qu'elle puisse stimuler la vie économique en encourageant la consommation et l'investissement.

1.2.3. L'inflation galopante ou hyperinflation

L'existence de l'hyperinflation est liée à un excès de monnaie dans l'économie par rapport aux besoins réels de celle-ci favorisant ainsi une hausse générale des prix. Cette augmentation trouve sa source quand l'Etat n'est plus dans la possibilité de payer ses dépenses puisqu'elle n'a pas assez de recettes. Cette situation budgétaire catastrophique va induire à un manque de confiance de la part des prêteurs ce qui va pousser l'Etat à recourir à une émission monétaire. La croissance de la masse monétaire va induire à une hyperinflation¹².

L'inflation galopante est une inflation importante, atteignant des taux de deux chiffres. Elle est une inflation très élevée. Elle se manifeste par une accélération très forte des prix. C'est un type d'inflation totalement hors de contrôle, supérieur à 30 % et qui peut, dans certains cas, dépasser les 100 %.

Ce genre d'inflation peut aboutir à une perte totale de confiance dans la monnaie nationale due à une dépréciation de la valeur de la monnaie. Elle peut conduire à la chute du système économique et monétaire tout entier voir même à la disparition de la monnaie nationale et à son remplacement par une nouvelle monnaie.

1.2.4. L'inflation importée

On appelle inflation importée l'inflation qui provient d'un autre pays par le biais des importations, l'exemple le plus frappant et celui de la hausse des prix des matières premières

¹² J. L.Dagut : « 500 Notions économiques indispensables », Ed Studyrama, 2005, P110.

et particulièrement celui du pétrole. S'il y a augmentation des prix d'un bien importé, cette augmentation aura un effet inflationniste sur le pays importateur¹³.

« L'inflation peut avoir des causes initiales extérieures (par exemple, une dévaluation de la monnaie nationale engendre une hausse des prix des produits importés) mais très vite ces causes extérieures se transmettent aux mécanismes intérieurs, si vite que l'inflation importée se transforme en une inflation classique ».

1.3. Les mesures de l'inflation

L'inflation est un phénomène quantifiable dont le taux est évalué comme la variation du niveau général des prix d'une période $t-1$ à une période t . Le plus souvent, on la mesure à l'aide de la variation de deux instruments suivants : l'indice des prix à la consommation (IPC) et le déflateur du PIB.

1.3.1. L'indice des prix à la consommation (IPC)

Pour mesurer l'évolution du niveau général des prix, il est nécessaire de disposer d'un indice des prix. L'indice des prix à la consommation est un indice synthétique qui décrit l'évolution des prix d'un panier de biens et services entre deux périodes. Le calcul de cet indice nécessite une période de base déterminée en effectuant des observations sur l'évolution des prix des biens et services pendant une période relativement longue. Il mesure la variation dans le temps, exprimée en pourcentage, du coût à l'achat d'un « panier » constant de biens et de services, qui représente les achats faits par un groupe particulier de la population au cours d'une période donnée. Il est mesuré généralement sous la forme de séries mensuelle¹⁴.

Pour calculer le taux d'inflation, on utilise la formule suivante :

$$\text{Taux d'inflation} = \frac{\text{IPC de l'année} - \text{IPC de l'année précédente}}{\text{IPC de l'année précédente}}$$

L'indice des prix à la consommation n'est pas une mesure parfaite du niveau des prix, et les variations de l'IPC ont probablement pour effet de surestimer le taux d'inflation.

¹³ D. Clerc, « Dictionnaire des questions économiques », Ed de l'Atelier, 1997, P164.

¹⁴ BedjaouiZahira, « la relation monnaie –inflation dans le contexte de l'économie Algérienne », Thèse de doctorat en science économique, Université Abou-Belkaid Tlemcen, 2013-2014, P57.

L'IPC a pour objet de mettre en évidence les variations, au cours du temps, des prix payés par les consommateurs pour un ensemble des biens et services achetés dans les magasins, au marché ou à tout autre point de vente.

Il permet de comparer, mois par mois, le niveau générale des prix des biens et services consommés par les ménages. Il joue un rôle économique et monétaire :

-Economique : il permet de suivre l'évolution de l'inflation mois par mois afin de bien calculer les évolutions de la consommation et des revenus.

-Monétaire : indicateur majeur pour la conduite de la politique monétaire dans les pays et déduire les manques de chaque politique¹⁵.

Autres indices

- Indice de prix de gros, montre les changements dans les prix payés à différents niveaux de la distribution ;
- Indices de prix de biens intermédiaires, font apparaitre les variations dans les prix payés par les producteurs pour l'achat des biens intermédiaires et des matières premières ;
- Indices des prix de produits fabriqués, font apparaitre les modifications dans les prix départ des biens évalués au prix départ de base ;
- Indice des prix des produits agricoles à la production, qui mesure l'évolution des prix payés aux agriculteurs pour leurs produits¹⁶.

1.3.2. Le déflateur de PIB

Le déflateur du PIB est défini comme le rapport du PIB nominal sur le PIB réel. Il mesure les prix de tous les biens et services produits dans l'économie, il exclut les biens importés.

¹⁵ Jean-François Goux, op.cit. P58.

¹⁶ Michael.P, Roben.B et Benoit.C, « Introduction à la macroéconomie moderne », 4^{ème} édition, Ed du renouveau pédagogique INC, Canada, 2011, P148.

On le calcul comme suite¹⁷ :

$$\text{Déflateur du PIB} = \frac{\text{PIB nominal}}{\text{PIB réel}}$$

- **Le PIB nominal** : est la valeur des biens et des services finals produit au cours d'une année donnée aux prix pratiqués cette année-là (aux prix de marché).
- **Le PIB réel** : est la valeur des biens et services finals produit au cours d'une année calculé en prix constant (réel).

Ce déflateur du PIB donne quelque fois des informations un peu différentes sur le niveau général des prix par rapport à celles que nous tirons de l'indice des prix à la consommation. Ces écarts s'expliquent par trois différences fondamentales entre ces deux mesures¹⁸:

- Le déflateur du PIB prend en compte les prix de tous les biens et services produits dans l'économie, alors que l'IPC mesure uniquement les prix des biens et services achetés par les consommateurs ;
- le déflateur du PIB tient compte exclusivement du prix des biens et services produits sur le territoire national, tandis que l'IPC tient compte des biens importés ;
- L'IPC est calculé à la base d'un panier constant de biens et services, tandis que le déflateur du PIB tient compte d'un panier de biens et services qui évoluent au gré de la composition du PIB.

Section 2 : L'inflation selon les différentes théories économiques

Puisque l'inflation affecte principalement les fonctions d'unité de compte et de réserve de valeur de la monnaie, beaucoup de théories s'y sont intéressées. Mais leurs avis divergent quant à son origine. Nous essayerons dans cette présente section d'en citer leurs différentes explications de ce phénomène.

¹⁷ Idem, P149.

¹⁸ Michael Parkin, Robin Bade et Benoit Carmichael, « Introduction à la macroéconomie moderne », 3^{ème} édition, P127.

2.1. La Théorie Quantitative de la Monnaie (TQM)

La théorie quantitative de la monnaie trouve l'un de ses plus anciens fondements avec le mercantiliste français Jean Bodin (1568). La découverte de métaux précieux en très grande quantité dès le début du XVI^{ème} siècle fait qu'il y a un afflux considérable d'or en Europe (Espagne notamment) et parallèlement à cet afflux massif d'or, les prix explosent, le prix du blé est exprimé en or. Apparaît pour la première fois une réflexion sur la relation prix et quantité de métaux précieux en circulation. L'or devient abondant et donc sa valeur baisse. Or, l'or sert de monnaie donc les prix montent. L'inflation du XVI^{ème} siècle vient de ce qu'on commence à considérer la monnaie en circulation comme la référence, le numéraire¹⁹.

Une première formulation date de 1911, on la doit à l'économiste Irving Fisher. Une seconde formulation date de 1917 provient de deux économistes anglais Alfred Marshal et Arthur Cecil Pigou.

2.1.1. La formulation de Fisher

En 1911, Irving Fisher va être le premier économiste à modéliser mathématiquement l'inflation. Il met en évidence une relation linéaire entre la quantité de monnaie et le niveau général des prix : $MV = PT$, avec²⁰ :

-M : la masse monétaire (la quantité de monnaie en circulation) ;

-V : la vitesse de circulation de la monnaie, et représente le nombre moyen de transactions due chaque unité de monnaie effectuée par période ;

-P : le niveau général des prix ;

-T : le volume total des transactions effectuées dans la période ;

-MV : la quantité totale de la monnaie en circulation ;

-PT : la valeur globale des transactions réalisées.

La théorie quantitative présente trois caractéristiques :

-les variations de l'offre de monnaie M ne peuvent induire que les mouvements du niveau général des prix (P). Le PIB réel et l'emploi ne sont pas modifiés par la création monétaire,

¹⁹ C.JESSUA, C.LABROUSSE et D.VITRY, « Macroéconomie », 1^{ère} édition, Ed Presse Université de France, 1989, P209.

²⁰ A.Genard, « Economie générale : Approche macroéconomique », Ed de Boeck, 2005, P36.

seuls les prix et le PIB nominal (PY) le sont. Cette première caractéristique dite de la « neutralité » de la monnaie implique que l'offre de monnaie n'affecte pas les variables réelles, mais les variables nominales, et en particulier le niveau général des prix ;

-la deuxième caractéristique est que les variations du niveau général des prix sont proportionnelles aux variations de la masse monétaire. Puisque V et Y sont constants, une multiplication par deux (ceci est un exemple) de M double le niveau des prix P ;

-le sens de causalité est la troisième caractéristique de la théorie quantitative de la monnaie. Elle va de la monnaie vers les prix. En effet, s'il y a création monétaire, les agents économiques détiennent plus de monnaie de transaction qu'ils n'en désirent. Ils augmentent en conséquence leurs dépenses et la demande globale s'accroît. L'offre de biens et services (Y) étant déterminée par des facteurs réels qui sont constants (volume de travail et de capital par exemple), il apparaît donc un excès de demande qui ne peut se résoudre que par la hausse des prix, c'est-à-dire l'inflation²¹.

Le modèle classique repose sur l'idée des prix relatifs, chaque agent avec son revenu doit choisir entre deux biens selon l'utilité qu'il tire de la consommation de chacun des deux biens. Le prix des biens se fera donc selon le plaisir qu'il en tirera au détriment de l'autre bien. La monnaie est totalement absente, d'où l'utilisation de la maxime de Jean-Baptiste Say « La monnaie n'est qu'un voile » pour qualifier la neutralité de la monnaie. On parle alors d'une dichotomie entre la sphère réelle (la production Y) et la sphère financière (la demande de monnaie M^d). La monnaie n'est qu'un voile qui sert juste comme instrument d'échange sur un marché et ne peut être désirée pour elle-même, ce qui sera remis en cause d'abord par les Cambridgiens, puis par les keynésiens.

2.1.2. La formulation de Marshal et Pigou

Marshal et Pigou transforment l'équation de Fisher en une fonction de demande de monnaie de la forme suivante²² : $M = kPY$

Dans cette nouvelle équation :

-P : le niveau général des prix ;

-M : la masse monétaire exprimée en valeur nominale, autrement dit, la trésorerie que les individus souhaitent détenir ;

²¹ B. Bernier et Y. Simon, « Initiation à la macroéconomie », 9^{ème} édition, Dunod, Paris, 2007, P 310.

²² Thierry Tacheix, « L'essentiel de la macroéconomie », 4^{ème} édition, Paris, 2008, P98.

-Y : le revenu réel des agents économiques ;

-k : est un coefficient qui mesure la part du revenu réel que les agents économiques souhaitent conserver sous forme de monnaie pour effectuer facilement des transactions courantes et pour détenir des encaisses de précaution afin de faire face à des dépenses imprévues.

Celle-ci dépend des prix et du revenu réel. Plus le revenu réel augmente et plus le besoin en monnaie des agents économiques s'élève. A partir de cette relation, Pigou met en évidence l'effet d'encaisses réelles. Il explique comment les variations de la quantité de monnaie sont reflétées dans les prix. Si l'offre de monnaies mise en circulation augmente pour un niveau des prix inchangé, le pouvoir d'achat d'une unité monétaire mise en circulation augmente. Les agents, qui jusque-là détenaient des encaisses à un niveau qu'ils jugeaient satisfaisant pour assurer leurs transactions, se trouvent à présent avec des encaisses excédentaires et les dépensent sur les marchés des biens et services. Ce comportement entraîne un accroissement de la demande. Comme, en situation de plein emploi des facteurs de production, il n'est possible de produire plus, la pression sur la demande augmente les prix. Cette hausse des prix réduit la valeur réelle des encaisses monétaires détenues par les agents économiques.

2.2. La théorie postkeynésienne

Les postkeynésiens sont des économistes qui se situent dans la pure tradition keynésienne²³. L'école postkeynésienne a développé une explication de l'inflation qui repose sur le conflit entre les salariés et les employeurs pour le partage du revenu national. Chacun de ces groupes sociaux tente d'accroître sa part du revenu national en instaurant des positions monopolistiques (par exemple des syndicats). Les groupes de salariés s'informent des salaires des autres travailleurs, demandent une rémunération identique, voire supérieure, sans prendre en considération les progrès de productivité. Les employeurs concernés satisfont ces demandes sachant qu'ils peuvent inclure ces hausses dans leurs prix et que les autres entreprises réagissent de manière identique. Cette inflation par les salaires est favorisée par les méthodes de fixation des prix. L'augmentation des prix induisant une diminution des salaires réels, de nouvelles hausses des salaires nominaux sont demandées par les syndicats de

²³ Marc Lavoie, « Etat social, employeur de dernier recours et théorie post keynésienne », Revue Française de Socio-Economie 2009/1 (n° 3), P56.

salariés. Conséquence de cette hausse, le taux d'inflation s'accroît, ce qui peut initier une spirale prix-salaires²⁴.

2.3. L'analyse monétariste

Le courant monétariste a été initié par l'économiste américain Milton Friedman, chef de file de l'école monétariste, « Friedman, prix Nobel d'économie 1976 ». Il considère que l'inflation est toujours le fruit d'une création monétaire excessive. Cette pensée s'appuie sur la théorie quantitative de la monnaie d'Irving Fisher. Pour Milton Friedman, « la cause de l'inflation est partout et toujours la même : un accroissement anormalement rapide de la quantité de monnaie par rapport au volume de production »²⁵

L'inflation a essentiellement pour origine un taux d'expansion monétaire trop élevée par rapport au taux de croissance réelle de l'économie, conformément à la théorie quantitative de la monnaie.

Pour les monétaristes classiques et certains néolibéraux (A.Laffer, R.E. Lucas, T.J. Sargent...), l'inflation peut être due à une origine fiscale si les dépenses de l'Etat dépassent ses recettes. Pour eux l'inflation est toujours due à une dépense excessive au niveau national puisque l'Etat dépense plus que les recettes procurées par l'impôt²⁶.

2.4. La nouvelle école classique (NEC)

On peut prétendre que la nouvelle école classique est une variété de monétarisme. En effet, la NEC s'est développée, à l'instar du monétarisme, en réaction contre certaines politiques économiques keynésiennes²⁷.

Dans l'analyse des néo-classiques, le rôle des anticipations est central dans l'inflation. Les anticipations ne sont pas parfaites, elles sont rationnelles, comme l'est l'ensemble du comportement des agents économiques dans le modèle néo-classique. Par exemple lorsque les autorités monétaires décident d'augmenter la quantité de monnaie en circulation, les agents économiques, à l'aide de l'équation quantitativiste, anticipent (rationnellement), une hausse des prix équivalente. L'effet de l'accroissement monétaire sur les prix est anticipé rationnellement, c'est-à-dire à l'aide du modèle quantitativiste : la hausse des prix est alors immédiate.

²⁴ BERANARD.B et YVES.S, « Initiation à la macroéconomie », 9^{ème} édition, Ed DUNOD, Paris, 2007, P316.

²⁵ FRIEDMAN.M, « Inflation et système monétaire », Ed Calmann-Lévy, traduction française, Paris, 1969.

²⁶ Jean-François Goux, op.cit. P53.

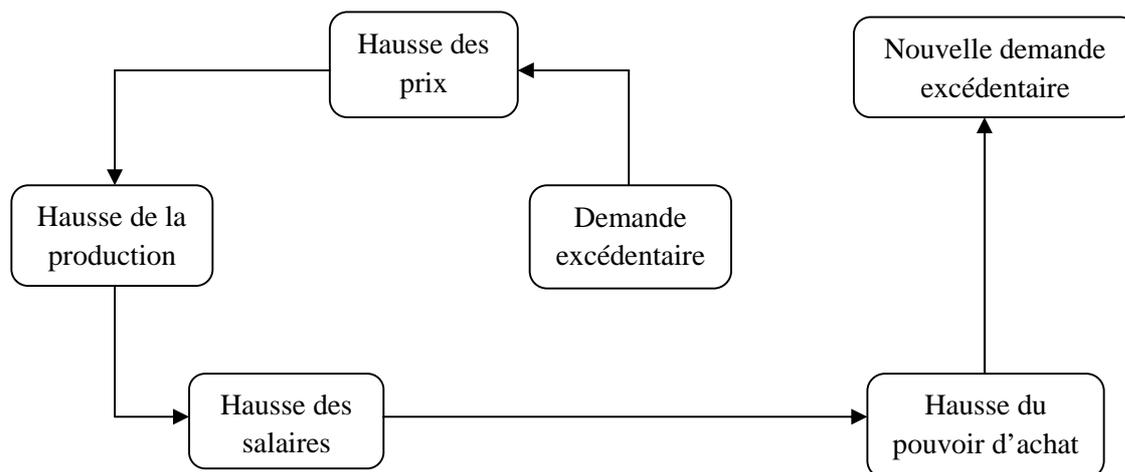
²⁷ Idem, P60.

Pour la nouvelle école classique, les agents prévoient que l'augmentation de l'offre de monnaie se traduira tôt ou tard par une augmentation des prix. Ils vont alors demander une augmentation des salaires nominaux qui maintiendra coût du travail et réduira d'autant l'effet de la relance monétaire. Comme ils font cette anticipation, les dirigeants d'entreprises ont intérêt à augmenter les prix, pour ne pas être pris en défaut par cette augmentation de salaire.

2.5. La théorie de l'inflation par la demande globale

Les mécanismes du marché, à savoir l'offre et la demande, doivent globalement respecter un certain équilibre²⁸. On parle d'inflation par la demande lorsqu'il y a un déséquilibre entre l'offre et la demande, c'est-à-dire, la demande globale des produits excède durablement l'offre globale sur les marchés. Pour rétablir l'équilibre entre l'offre et la demande, les prix tendent à la hausse (tirant la demande à la baisse car la hausse des prix décourage la consommation) et du coup on se trouve dans une situation inflationniste. Les investisseurs vont accroître leur production pour faire face à la demande, ils réaliseront donc des bénéfices. Les travailleurs réclament leur part des bénéfices d'où l'augmentation des salaires qui provoquera une hausse du pouvoir d'achat, d'où une nouvelle demande excédentaire supérieure à la première qui engendra un second tour de circuit et ainsi de suite comme l'explique le schéma suivant²⁹ :

Figure N°01 : La spirale inflationniste par la demande



Source : Conférence de Mr. BOUFEKROUNE sur l'inflation, années scolaire 2002-2003, Alger, P6.

²⁸ A.ASENSIO, « Le fonctionnement des économies de marché », 1^{ère} édition, Ed de Boeck Université, Paris, avril 2008, P72.

²⁹ Jean-François.G, op.cit. P41.

2.6. L'inflation par les coûts

L'inflation par les coûts s'applique à une situation où les coûts évoluent plus vite que la productivité, l'accroissement des coûts se répercute sur les prix et entraîne une nouvelle hausse des prix³⁰. Dans la mesure où le prix d'un produit est essentiellement déterminé par son coût de production et de distribution, plus les coûts sont élevés plus le prix final du produit risque de l'être. L'explication de l'inflation par les coûts dit que l'augmentation des coûts de salaires, des matières premières ou des taxes sur la consommation se répercute sur les prix. Ainsi, dans la logique où une rémunération des facteurs de production supérieure à leurs productivités induit une augmentation des coûts de production par unité, pour maintenir leurs marges de profit intact, les producteurs répercutent ces hausses sur leurs prix de vente, si ce processus se propage, l'inflation s'installe. D'autres motifs peuvent engendrer la hausse des coûts de production telle qu'un choc pétrolier, l'augmentation des frais financiers, dépréciation de la monnaie nationale qui renchérit le coût des importations des matières premières³¹. Enfin, l'Etat peut être source d'inflation par les coûts dans la mesure qu'elle peut influencer les coûts de production par le biais d'une fiscalité lourde qui agit sur le processus de production ou via sa politique tarifaire. Si ces hausses de coûts ne sont pas compensées par des gains de productivité, qui permettrait de produire avec un même prix de revient, les prix de vente augmentent, les salariés demandent l'augmentation des salaires et la boucle prix-salaire se met en fonctionnement. Mais la montée simultanée de l'inflation, les dérèglements monétaires internationaux³².

2.7. L'inflation par la structure

Selon cette optique, la hausse des prix est provoquée par les structures du système économique qui influence l'inflation par³³ :

- L'inefficacité de certains mécanismes tel un excès d'intermédiaire dans le circuit d'un des secteurs économiques ;
- Les entreprises en situation d'oligopole ou autre peuvent opter la pratique d'une augmentation de prix non justifiée. En situation de monopole, un vendeur impose ces prix à une multitude d'acheteurs. Comme il n'y a pas de concurrence, le vendeur peut donc augmenter ses prix quand il veut et cela peut créer de l'inflation ;

³⁰ P. Dupriez, C. Ost, C. Hamaide. « L'économie en mouvement », Ed De Boeck Supérieur, Paris, 1996, P291.

³¹ Idem, P314.

³² Michael Parkin, Robin Bade, op.cit. P107.

³³ Jean-François Goux, op.cit. P48.

- Des conflits sociaux. où chaque groupe d'individu cherche à augmenter sa part du revenu. Ce dernier va se répercuter sur la hausse des coûts de production qui se réfléchiront sur l'augmentation des prix car l'offre ne peut plus suivre la demande des biens et services, il y a un effet de cliquet ;
- Des anticipations des agents qui estiment que les prix vont augmenter. Dans ce cas-là ils épargneront moins et acquerront plus, ce qui va automatiquement augmenter les prix vue la demande accrue ;
- Les charges de l'Etat et la difficulté de leurs financements ;
- L'accroissement démographique qui implique un accroissement de la consommation privé ainsi qu'une mauvaise orientation des investissements.

Section 3 : Revue de la littérature

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.

Les résultats de l'étude Mc.Candless et Weber (1995) montrent une corrélation positive entre la croissance de la base monétaire et l'inflation selon différents horizons temporels. Sur un échantillon de 110 pays, ils ont montré que les pays qui connaissent une forte et rapide croissance de la masse monétaire sont ceux qui enregistrent une inflation élevée. Pour le long terme, la corrélation est forte (proche de l'unité) entre la croissance de la masse monétaire et le taux d'inflation mais moins évidente dans le court terme.

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. L'inflation 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.

3.1. Les travaux empiriques menés aux USA et quelques pays industrialisés

Aux USA, L' article de Dharmendra Dhakal et Magda Kandil (1994)³⁴ étudie les principaux déterminants du taux d'inflation aux États-Unis en utilisant un modèle vectoriel autorégressif qui comprend des variables majeures qui interagissent avec le niveau de prix dans la macroéconomie. Les résultats suggèrent que les changements dans la masse monétaire, le taux de salaire, le déficit budgétaire et les prix de l'énergie sont des déterminants importants du taux d'inflation aux États-Unis. En outre, la contribution relative de ces facteurs à la variance de l'erreur de prévision du niveau de prix est compatible avec un impact plus dominant pour les variations monétaires sur le taux d'inflation. Dans le travail de Mihaela SIMIONESCU (2016)³⁵, les déterminants du taux d'inflation pour les États-Unis ont été analysés à partir de 2008 (période de crise). Les résultats sont validés Aussi par la théorie économique. Le taux d'inflation mensuel a été influencé pendant la période 2008-2015 par: le chômage, le taux de change, le prix du pétrole brut, l'indice pondéré en dollars des États-Unis et le M2.

En Suisse, la procédure qui a été utilisée à la Banque nationale suisse pour la sélection de modèles vectoriels autorégressifs (VAR) afin de prévoir l'inflation des prix à la consommation suisse est présentée dans l'article de Caesar Lack (2006)³⁶ intitulé : « Forecasting Swiss inflation using VAR models ». Afin d'examiner et d'améliorer la qualité de la procédure, le modèle est soumis à plusieurs modifications et les résultats sont comparés entre eux. La combinaison des prévisions améliore considérablement la qualité des prévisions. Les modèles spécifiés par rapport aux niveaux de variables sont supérieurs à ceux spécifiés par rapport aux différences de variables. Les prêts bancaires et l'agrégat monétaire M3 sont les variables les plus importantes pour la prévision de l'inflation. La procédure optimisée réduit l'erreur quadratique moyenne (RMSE) de la prévision d'inflation à un tiers de la RMSE d'une prévision de «non changement» de 1987 à 2005.

La stabilité des prix étant l'un des principaux objectifs de la politique monétaire de l'UEM, Gert D Wehinger (2000), dans son travail intitulé : *Causes of Inflation in Europe, the United States and Japan: Some Lessons for Maintaining Price Stability in the EMU from a*

³⁴ Dharmendra Dhakal, Magda Kandil (1994) Determinants of the inflation rate in the United States: A VAR investigation, *The Quarterly Review of Economics and Finance* **Volume 34, Issue 1**, Spring 1994, Pages 95-112

³⁵ Mihaela SIMIONESCU (2016) The identification of inflation rate determinants in the USA using the stochastic search variable selection, *CES Working Papers – Volume VIII, Issue 1*, Disponible sur: http://ceswp.uaic.ro/articles/CESWP2016_VIII1_SIM.pdf

³⁶ Caesar Lack (2006) « Forecasting Swiss inflation using VAR models » *Swiss National Bank Economic Studies* No.2.2006.

https://www.snb.ch/n/mmr/reference/economic_studies_2006_02/source/economic_studies_2006_02.n.pdf

Structural VAR Approach s'intéresse à l'analyse des facteurs qui ont mené aux développements de la politique désinflationniste des dernières années. En utilisant une approche VAR structurelle avec des restrictions d'identification très courantes dérivées d'un macro modèle à économie ouverte, divers facteurs d'inflation pour l'Autriche, l'Allemagne, l'Italie, le Royaume-Uni, les États-Unis et le Japon et la mesure dans laquelle ils ont contribué à l'inflation sont analysés. Ces facteurs sont les chocs des prix de l'énergie, les chocs d'approvisionnement, les influences de l'établissement des salaires, les perturbations de la demande et des taux de change et des sorties d'argent. Les trois derniers sont également utilisés pour calculer l'inflation de base. Dans un modèle plus petit pour les données agrégées de l'UEM, les influences de l'offre et de la demande sont analysées. Alors que les facteurs de l'offre et de la demande ont généralement contribué à la baisse de l'inflation, la politique monétaire, la concurrence accrue, les prix faibles de l'énergie et l'établissement des salaires modérés sont les plus importants dans le processus de désinflation récent.

L'article de Malin Andersson, Klaus Masuch Masuch Marc Schiffbauer (2009)³⁷ analyse les déterminants des écarts d'inflation et des niveaux de prix à travers les pays de la zone euro. Les estimations du panel dynamique pour la période 1999-2006 montrent que les écarts d'inflation sont principalement déterminés par des positions cycliques et l'inflation persistante. La persistance des écarts d'inflation s'explique en partie par les prix administrés et, dans une certaine mesure, les réglementations du marché des produits. Dans un cadre de cofinancement les auteurs constatent que le niveau de prix de chaque pays de la zone euro est régi par les niveaux de PIB par habitant.

Coricelli Fabrizio, Jazbec Bostjan, Masten Igor (2004)³⁸, analysent le lien entre le choix de régime de taux de change et la performance inflationniste dans quatre pays adhérents à l'UE : la République tchèque, la Hongrie, la Pologne et la Slovaquie (Peco). Les résultats permettent un classement clair des pays selon l'intensité de la transmission (ou selon le degré d'influence) et l'importance des chocs de taux de change sur la performance inflationniste globale. En particulier, une transmission parfaite, associée à une politique de taux de change accommodante, peut devenir une source importante de pressions inflationnistes. L'analyse

³⁷ Malin Andersson, Klaus Masuch Masuch Marc Schiffbauer (2009) « determinants of inflation and Price level differential in the euro area countries » Working Paper Series S no 1129 / , European Central Bank, 2009. Disponible sur:

<https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/scpwps/ecbwp1129.pdf?5ef40f910037dbfdab99ec3f746ea4a2>

³⁸ Coricelli Fabrizio, Jazbec Bostjan, Masten Igor. L'influence du régime de change sur l'inflation dans les pays adhérents. In: *Économie & prévision*, n°163, 2004-2. Élargissement de l'Union Européenne. pp. 51-61. Disponible sur http://www.persee.fr/doc/AsPDF/ecop_0249-4744_2004_num_163_2_7342.pdf

suggère que pour les Peco-4 une adoption rapide de l'euro fournirait le moyen le plus efficace de réduire.

En ce qui concerne l'évolution des niveaux de prix nationaux, Kravis et Lipsey (1982) démontrent la robustesse de la forte corrélation positive entre les niveaux de prix et le PIB réel par habitant. La plupart des études mettent l'accent sur l'effet Balassa Samuelson afin d'expliquer cette corrélation. Un autre mécanisme de l'offre est fourni par Bhagwati (1984). Il illustre un lien positif entre les niveaux de prix et le PIB réel par habitant si l'on suppose que (i) les services non échangeables produisent plus de main-d'œuvre, (ii) les pays riches sont abondants en capital et (iii) les prix des biens échangeables équilibrent En raison de l'arbitrage des marchandises. Dans ce cas, le niveau national des prix est plus bas dans les pays relativement pauvres, ce qui donne un avantage comparatif dans la production des services. En outre, Bergstrand (1991) souligne la pertinence d'un mécanisme supplémentaire de la demande. En particulier, un lien positif entre les prix et la demande repose sur l'hypothèse que les services non échangés reflètent principalement des «luxes» dans la consommation alors que les produits négociés reflètent principalement des «nécessités» et que l'élasticité du revenu par rapport à la consommation de services est supérieure à celle des biens.

3.2. Les études menées en Turquie et quelques pays émergents

L'inflation élevée et variable a été une caractéristique centrale de l'économie turque depuis les années 1970. L'article de GCLim et Laura Pai (1997)³⁹ cherche à éclaircir les déterminants de l'inflation en Turquie en analysant la détermination des prix dans le cadre d'un modèle macroéconomique multisectoriel en 1970-1995. Les principaux résultats indiquent que les variables monétaires (la monnaie, le taux de change) jouent un rôle central dans le processus inflationniste, que les déficits du secteur public contribuent aux pressions inflationnistes et que les facteurs inertiels sont quantitativement importants.

L'étude de Saatcioglu, Cem ;Korap, Levent (2006) sur les déterminants du processus inflationniste dans l'économie turque a été menée par le modèle économétrique VAR. À cette fin, en fonction de certaines causes potentielles de l'inflation, les auteurs construisent un modèle empirique en mettant l'accent sur les rôles de divers facteurs sur le processus inflationniste. Les résultats obtenus confirment la vision de l'inflation des coûts entraînée par les amortissements des taux de change, le mécanisme d'indexation des salaires, la structure des intérêts réels et le comportement de la tarification du secteur public qui est considéré

³⁹GCLim et Laura Pai (1997) An Econometric Analysis of the Determinants of Inflation in Turkey, IMF Working paper No. 97/170, <https://www.imf.org/external/pubs/ft/wp/wp97170.pdf>

comme une partie des prix de gros plutôt que des facteurs monétaires de la demande. Certains autres facteurs tels que le taux de change effectif réel ont été trouvés indiquant un effet de soulagement sur la pression des coûts réglée dans l'économie domestique ainsi. En soutenant ces arguments, nous constatons que plus la performance de croissance de l'économie est faible, compte tenu de la pression des coûts par les effets de transmission du taux de change, le mécanisme d'indexation des salaires et la structure des intérêts réels, plus la structure d'inflation serait importante. Tout cela pourrait également être donné comme preuve que les facteurs de réduction des coûts plutôt que de la demande affecteraient le cours des cycles économiques turcs⁴⁰.

L'étude de Bilgin Bari(2013)⁴¹ analyse les principaux déterminants de l'inflation en Turquie au cours de la période 2002-2012 en utilisant le (VECM). La motivation de l'étude est de comprendre les facteurs moteurs derrière la Phénomène d'inflation pendant la période de ciblage de l'inflation qui a commencé à être mise en œuvre au début de 2002. Les résultats indiquent que l'écart de production et le taux d'intérêt sont les principaux déterminants de l'inflation en Turquie. Ceci s'explique par le fait que le taux d'intérêt à court terme est l'outil principal de l'autorité monétaire dans le ciblage de l'inflation, L'effet néfaste du taux d'intérêt sur l'inflation est important. L'effet positif de l'écart de production met l'accent sur l'inflation de la demande l'économie turque. Le taux de change et les prix à l'importation n'ont aucun effet statistiquement significatif sur l'inflation. Ce qui montre que les effets de taux de change ont diminué au cours de cette période.

Pour l'économie chinoise, Huang Yiping, Wang Xun et Hua Xiuping (2010)⁴², basée sur le modèle VECM appliqué sur un ensemble de données chronologiques de janvier 1998 à juillet 2009, examinent les déterminants de l'inflation en Chine. Les résultats de l'étude économétrique montre que l'écart de production, les prix des logements et les cours des actions ayant une incidence positive sur inflation. L'analyse de la fonction réponses impulsionnelles indique que la plupart des effets se produisent au cours des cinq premiers mois et disparaissent après 10 mois. Effets du taux d'intérêt réel et les taux de change effectif

⁴⁰Saatcioglu, Cem; Korap, Levent (2006) "Determinants of Turkish Inflation" Discussion Paper, Turkish Economic Association, No. 2006/7 https://www.econstor.eu/bitstream/10419/83245/1/dp_2006-07.pdf

⁴¹Bilgin Bari (2013) "main determinants of inflation in turkey: a vector error correction model" Int. J. Eco. Res., 2013, v4i6, 13-19. Disponible sur le site : [http://www.ijeronline.com/documents/volumes/Vol4Iss6ND2013/ijer%20v4i6%20nd%20\(2\).pdf%20Bilgin%20bari.pdf%20a.pdf](http://www.ijeronline.com/documents/volumes/Vol4Iss6ND2013/ijer%20v4i6%20nd%20(2).pdf%20Bilgin%20bari.pdf%20a.pdf)

⁴² http://saber.eaber.org/sites/default/files/documents/CCER_Huang_2010.pdf

réel sur l'inflation sont relativement faibles. Les résultats suggèrent que l'écart de production est aussi important que l'excès de liquidité Expliquant la trajectoire de l'inflation.

La dynamique de l'inflation en Chine est étudiée par Inflation Dynamics in China RyotaKojima and al (2005)⁴³ en utilisant le SVAR .Dans le contexte de la relation entre l'écart de production et la courbe classique de Phillips, les auteurs constatent que l'écart de production appliqué par la consommation d'électricité par unité de capital est une meilleure mesure de la pression de gonflage qu'une autre solution. Sur la base de notre analyse de la relation entre les prix des intrants et des produits, nous montrons que la croissance des salaires est un déterminant important de l'inflation. L'estimation de la relation d'équilibre à long terme entre l'argent, la production et les prix indique clairement que l'écart d'argent (c'est-à-dire l'écart entre les niveaux d'argent à long terme et à long terme) Granger cause l'inflation des prix à la consommation.

Pour la Malaisie, Cheng et Tan (2002), à l'aide d'un modèle VAR ont utilisé des données chronologiques en étude appliquée au pays de la Malaisie sur la période de 1973-1997 pour conclure que l'offre monétaire, le taux d'intérêt, le revenu, la consommation privée, les dépenses publiques, le taux de change, la balance commerciale et les entrées de capitaux contribuent de manière significative à l'inflation en Malaisie. En outre, Aurangzeb (2012) a conclu que la production intérieure brute, le taux de change, le taux d'intérêt, le déficit budgétaire et le chômage ont un impact significatif sur l'inflation⁴⁴.

3.3 Les déterminants de l'inflation dans certains pays de l'Afrique

Deo et Diallo (1997)⁴⁵ ont examiné les déterminants de l'inflation dans les pays de l'UEMOA. Ils montrent, qu'à court terme comme à long terme, le principal facteur d'évolution des prix dans l'UMOA est l'inflation importée, en l'occurrence, l'évolution des prix en France. L'influence des variables macroéconomiques (taux d'intérêt, dépenses de l'Etat, taux de change réel) est apparue relativement faible. A travers une autre étude en 1998, sur la base d'un modèle dérivé de l'équation quantitative de la monnaie, ils montrent qu'à court terme, l'évolution de la masse monétaire a une influence sur l'inflation dans tous les

⁴³Ryota Kojima , Shinya Nakamura, ShinsukeOhyama (2005), Inflation Dynamics in China, Bank of Japan, https://www.boj.or.jp/en/research/wps_rev/wps_2005/data/wp05e09.pdf

⁴⁴ Cheng et Tan(2002) et Aurangzeb (2012), « The determinants of inflation in Malaysia », Conference paper, august 2014, disponible à : <https://www.researchgate.net/publication/283291579.pdf>

⁴⁵Doe L. et M. L. Diallo (1997), “ Déterminants empiriques de l'inflation dans les pays de l'UEMOA ”, BCEAO.

pays de l'UMOA, sauf au Burkina et au Sénégal. A long terme, les mouvements de la masse monétaire ont un impact sur l'inflation dans tous les pays de l'Union.⁴⁶

DemboToe Mathurin et HounkpatinMaurille (2007)⁴⁷ ont analysé la relation entre l'inflation et la progression de la masse monétaire dans les pays de l'UEMOA par un modèle économétrique de type VAR. A court terme, il ressort l'existence d'une relation de causalité entre les variations de la masse monétaire et celle de l'IHPC pour l'ensemble de l'Union et au Burkina, en Côte d'Ivoire, au Mali, au Sénégal et au Togo. Les estimations ont montré qu'il existe une relation entre la masse monétaire et l'indice des prix à la consommation dans l'UEMOA. Un choc sur le stock de monnaie a un impact haussier sur l'inflation qui se stabilise au bout de 14 mois. L'analyse par pays indique que l'inflation est sensible à l'évolution de la masse monétaire dans la plupart des Etats. L'étude révèle une importance de la composante inertielle (valeur passée de l'évolution des prix) de l'inflation dans l'explication du niveau actuel de l'indice des prix. Ainsi, l'erreur de prévision de l'IHPC dans l'UEMOA est due à 82,6% à ses propres innovations, à 3,8% à celles du taux de change effectif nominal, à 8,8% aux évolutions de l'inflation importée et à 4,8% à la variation de la masse monétaire.

L'étude de Mohanty et Klau (2001)⁴⁸, menée sur 14 pays émergents, montre que l'output gap et l'excès de monnaie ne jouent pas un grand rôle dans le processus d'inflation. Cependant, la croissance de salaires et les variations de taux de change, dans une certaine mesure, apparaissent comme ayant une importante contribution à la volatilité de l'inflation dans beaucoup de pays.

Lougani et Swagel (2001)⁴⁹, à l'aide d'un modèle VAR, étudient les déterminants de l'inflation dans 53 pays en voie de développement sur la période allant de 1964 à 1998. Ils considèrent 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. Les résultats montrent 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 de taux de change induisent entre 7,0% et 22,3% de la variabilité de l'inflation.

⁴⁶ Doe L. et Diarisso S. (1998), "De l'origine monétaire de l'inflation dans les pays de l'UEMOA", BCEAO.

⁴⁷ DemboToe Mathurin et HounkpatinMaurille (2007) « Lien entre la masse monétaire et l'inflation dans les pays de l'UEMOA » Document d'Etude et de Recherche N° DER/07/02 - Mai 2007. Disponible à <http://www.bceao.int/IMG/pdf/er02007.pdf>

⁴⁸ Mohanty, M.S. and M. Klau. 2001. "What Determines Inflation in Emerging Market Countries ?" BIS Papers No. 8: Modelling aspects of the inflation process and the monetary transmission mechanism in emerging market countries. Disponible à : <http://www.bis.org/publ/bppdf/bispap08a.pdf>

⁴⁹ Lougani, P. and P. Swagel. 2001. "Sources of Inflation in Developing Countries." IMF Working Paper No. WP/01/198. Disponible à <https://www.imf.org/external/pubs/ft/wp/2001/wp01198.pdf>

Felix P.H et Michael S (2002), à l'aide d'un modèle VAR en panel appliqué au pays de BURUNDI sur la période allant de 1979 à 2008, l'action directe sur les prix, le prix du pétrole et le taux de change exerceraient un effet contemporain sur l'indice des prix à la consommation. Quant à l'ampleur des chocs, le prix du pétrole passe avant le taux de change et le PIB (hors mis l'effet direct sur les prix) pour ce qui est de la période contemporaine. Cependant, il sied de signaler l'importance du choc du PIB sur l'indice des prix l'année suivante : une hausse de 1% du PIB provoquerait une baisse de 6.857% du niveau général des prix l'année suivante. Les variations de l'indice des prix s'expliqueraient en grande parties le PIB au moment où le prix du pétrole, le taux de change et le taux d'intérêt ont des parts aussi faibles.

Les travaux réalisés par la BCEAO (2002 et 2006)⁵⁰ sur des données annuelles des pays de l'UEMOA couvrant la période de 1971 à 2005, montrent que l'inflation est sensible à l'évolution de la masse monétaire. Ainsi, selon les travaux réalisés en 2002 et en 2006, une hausse de 1 point de pourcentage de la masse monétaire entraîne, toutes choses égales par ailleurs, une progression de l'inflation de 0,10 point à court terme et de 0,35 point à long terme. En outre, l'examen de l'influence de contreparties de cet agrégat montre que, à long terme, l'évolution des crédits à l'économie et celle des avoirs extérieurs nets agissent sur l'inflation.

L'étude de la BCEAO (2012)⁵¹, effectuée à l'aide des modèles à correction d'erreur (MCE) et de modèles Vectoriels Autorégressifs (VAR), mesure le lien entre l'inflation et un ensemble de variables monétaires, économiques et financières dans les pays de l'UEMOA. Les résultats obtenus montrent que la plupart des variables monétaires et financières ont une influence sur l'inflation. Toutefois, leur impact sur l'évolution des prix est relativement faible et n'est généralement perceptible qu'à long terme. En particulier, l'impact du taux de prêt marginal de la BCEAO sur l'inflation n'est significatif qu'à long terme. Par ailleurs, sur la période récente, l'écart de production qui est ressorti négatif, a eu globalement un effet modérateur sur l'inflation.

⁵⁰ BCEAO (2006), « Déterminants de l'inflation dans les pays de l'UEMOA

⁵¹ BCEAO (2006), Analyse des liens entre l'inflation et d'autres variables économiques, monétaires et financières ». http://www.bceao.int/IMG/pdf/analyse_des_liens_entre_l_inflation_et_d_autres_variables_economiques_monetaires_et_financieres.pdf

BikaiJ.Landry et al (2016)⁵², à l'aide d'un modèle VAR en panel appliqué aux pays de la CEMAC sur la période allant de 1990 à 2014, montrent que la masse monétaire et l'inflation importée expliquent mieux l'évolution des prix dans la CEMAC que le prix du pétrole, le solde budgétaire ou encore l'écart de production. Les résultats indiquent que les fluctuations de l'inflation sont dues environ à 24% à la croissance de la masse monétaire contre 6% environ pour l'inflation importée. En outre, les résultats montrent que l'inflation dans la CEMAC traduit des problèmes structurels et particulièrement le lent ajustement des anticipations des agents économiques.

L'étude de Osama El Baz (2014), basé sur le modèle VAR sur la période allant de 1991 jusqu'à 2012, appliquée sur l'Egypte, a démontré que l'inflation en Egypte s'explique principalement par sa propre dynamique, suivie de la liquidité intérieure, des prix alimentaires mondiaux, de l'écart de production et du taux de la dépréciation de la livre égyptienne par rapport au dollar américain⁵³.

Iya, I.B et Aminu.U (2014), basé sur le test de causalité de Granger et le test de cointégration de Johansen sur la période allant de 1980 à 2012 appliqué sur Nigeria. Les résultats de causalité ont suggéré que l'inflation entraîne une offre de monnaie, mais l'offre de monnaie ne cause pas de l'inflation. Les résultats montrent également que la masse monétaire et les dépenses publiques ne déterminent pas de manière significative le taux d'inflation au Nigeria, alors que le taux de change et le taux d'intérêt déterminent de manière significative le taux d'inflation⁵⁴.

L'étude de Shoor B. Paudyal (2013), effectué à l'aide d'un modèle VAR appliqué au Népal sur la période allant de 1975 jusqu'à 2011 suggère que les prix en Népal sont fortement tributaires des prix indiens, c'est en raison d'une offre plus faible de la production nationale complétée par l'augmentation des produits importés en provenance de l'Inde⁵⁵.

Les résultats de l'étude économétrique de Kaiser.A et Shabbir.A (2016), à l'aide d'un modèle VAR appliqué sur l'Inde sur la période allant de 1990 jusqu'à 2013, indiquent que

⁵²BikaiJ.Landry ,BatoumenM.Hardit , FossouoA.Leroy (2016) : Déterminants de l'inflation dans la CEMAC : le rôle de la monnaie, BEAC Working Paper - BWP N° 05/16. Disponible à http://www.faseg.net/includes/memoires/2009/MA_E_2009_0001.pdf

⁵³ Osama El Baz (2014), « The determinants of inflation in Egypt : An empirical Study (1991-2012), 12 may 2014, disponible à : <https://www.mpra.ub.uni-muenchen.de/56978.pdf>

⁵⁴Iya, I.B et Aminu.U(2014), « An Empirical Analysis of the Determinant of Inflation in Nigeria », Journal of Economics and Sustainable Development, ISSN 2222-1700(Paper) ISSN 2222-2855 (Online), Vol.5,No.1,2014, disponible à : <https://www.iite.org.pdf>.

⁵⁵Shoor B. PaudyalPh.D (2013), « Determinants of inflation in Nepal: An empirical assessment », article n°4, Vol 26-2, disponible à <https://www.nrb.org.np.pdf>.

l'expansion monétaire, la dépréciation de la roupie exercent une pression sur les prix intérieurs en présence des coefficients significatifs de PIB continue d'augmenter le niveau de prix domestique dans le pays⁵⁶.

Tanjil.H (2012) a examiné les déterminants de l'inflation au Bangladesh, en utilisant les données de 1990 à 2010. La méthode des moindres carrés ordinaires (MCO) a été utilisée pour expliquer les relations. Les résultats empiriques montrent que la masse monétaire et le déficit budgétaire ont une influence négative sur le taux d'inflation⁵⁷.

Felix P.H et Michael S (2002), à l'aide d'un modèle VAR en panel appliqué au pays de BURUNDI sur la période allant de 1979 à 2008, analyse les déterminants de l'inflation. Les résultats empiriques de cette étude indiquent que les prix du pétrole et le taux de change ont un effet négatif sur l'indice des prix à la consommation⁵⁸.

Zonon.A (2003), à travers une étude basée sur le test de cointégration de Johansen sur le pays de Burkina Faso sur la période allant de 1966 à 1998, montre que la maîtrise du phénomène d'inflation repose sur les prix des importations, le taux de change et l'écart de production. Cependant l'impact des prix des importations sur l'inflation est le plus important. C'est la dépendance du pays aux importations et la faible productivité de son économie qui donnent cette ampleur à l'inflation importée⁵⁹.

Boujelbene Dammak.T et Boujelbene.Y (2003), à l'aide d'un modèle VAR étudient les déterminants de l'inflation en Tunisie durant la période de 1962 à 2002. Les résultats montrent qu'à long terme le niveau général des prix est influencé en premier lieu par le PIB réel, les prix à l'importation et le taux de change. Aussi bien à court qu'à long terme, le PIB réel a un impact significatif sur le niveau général des prix. L'accroissement de la production (PIB) augmente le nombre de transactions faites par la population, ce qui implique une augmentation de la demande de monnaie et par conséquent l'augmentation du niveau général des prix⁶⁰.

⁵⁶Qaiser.AetShabbir.A (2016), « The determinants of inflation in India: The bounds test analysis », International Journal of Economics and Financial Issues, 2016, 6(2), 544-550, disponible à : <http://www.econjournals.com.pdf>.

⁵⁷Tanjil.H (2012), « An economic analysis of the determinants of inflation in Bangladesh », the international journal of social sciences, May 2013. Vol.11 No.1, disponible à : <https://www.Tljoss.com.pdf>.

⁵⁸ Cyrille NSENGIYUMVA, « Etude empirique des déterminants de l'inflation au Burundi », Rapport de recherche pour l'obtention du diplôme de Maîtrise en Sciences Economiques, Université de Montréal, Juin 2011.

⁵⁹ Abdoulaye Zonon, « Les déterminants de l'inflation au Burkina Faso », document de travail N° 02/2003, Centre d'Analyse des Politiques Economiques et Sociales, Décembre 2003.

⁶⁰BoujelbeneDammak.T et Boujelbene.Y, « Déterminants de long terme et dynamique de court terme de l'inflation en Tunisie », Tunisie, 2003.

En Algérie, l'étude de ZAID Hizia (2013)⁶¹, basée sur le modèle VECM en utilisant les données mensuelles couvrant la période (2003 à 2011) a identifié les facteurs déterminants des fluctuations des prix observées au cours de ces dernières années. Les variables explicatives d'ordre de quatre : le prix mondial du pétrole (PP), la masse monétaire (MM), le taux de change « Dinars-Euro » (TC), l'indice des valeurs unitaires à l'importation (IMP). La causalité au sens de Granger montre une relation de causalité entre le taux de change et l'inflation, l'indice des prix à l'importation et le prix du pétrole, le prix du pétrole et la masse monétaire. L'inflation en Algérie est une inflation importée.

Conclusion

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. Dans la théorie quantitative de la monnaie, le niveau des prix dépend exclusivement de la quantité de monnaie en circulation. Les monétaristes suggèrent que la masse monétaire est toujours à l'origine de l'inflation, et que l'instrument le mieux approprié pour stabiliser les prix est le contrôle de la masse monétaire en circulation.

Les études empiriques récentes soulignent l'importance des variables monétaire et les prix à l'importation ainsi que le taux de change dans l'explication de l'inflation.

La maîtrise de l'inflation est considérée comme une condition essentielle à la stabilité économique d'un pays. La politique monétaire est l'instrument le plus utilisé dans ce sens, elle constitue la politique la plus rapide à mettre en œuvre. L'analyse de la politique monétaire en Algérie fera l'objet du chapitre (2).

⁶¹ZAID Hizia (2013) « comprendre l'inflation en Algérie », International Conference on Business, Economics, Marketing & Management Research (BEMM'13) Volume Book: Economics & Strategic Management of Business Process (ESMB)

Introduction

La politique monétaire est un des instruments de la politique économique. Suite au passage de l'Algérie de l'économie planifiée à l'économie de marché. Cette politique a évolué à travers les réformes qui ont été mises en œuvre dans le cadre de la loi 90-10 relative à la monnaie et aux crédits. La conduite de la politique monétaire au cours de la période 1990-1993 été caractérisée par la volonté de changer d'orientation dans le cadre des réformes engagées.

A partir de 1994, la politique monétaire de l'Algérie allait connaître des changements de base suite à l'application du programme d'ajustement structurel (PAS), fut restrictive et adaptée aux besoins d'une économie inflationniste qu'a connue l'économie algérienne. Suite à l'amélioration de la position extérieure depuis les années 2000, le système bancaire est en situation de surliquidité, ce qui explique l'orientation de la politique monétaire dans le sens d'assèchement de cette surliquidité pour éviter des dérapages inflationnistes. De 1990 à nos jours, la conduite de la politique monétaire est axée sur la fixation de l'objectif monétaire à atteindre. L'objet de ce chapitre est de décrire la conduite de la politique monétaire depuis les années 1990 jusqu'à nos jours.

Section 1 : la conduite de la politique monétaire en Algérie 1990-1999

La politique monétaire avant 1990 est affectée par le mode centralisé de l'économie algérienne. Au lendemain de l'indépendance, les autorités algériennes ont adopté un modèle de croissance socialiste axé sur la planification centralisée où les prix étaient fixés par l'Etat. Cette fixation était prise en charge par un système de régulation et d'allocation des ressources, ce qui a maintenu artificiellement l'inflation à un niveau raisonnable et par conséquent, il a permis la stabilisation du pouvoir d'achat de la population⁶².

1.1. L'évolution de l'inflation en Algérie durant la période 1970-1979

Les taux d'inflation durant cette période sont représentées dans le tableau suivant :

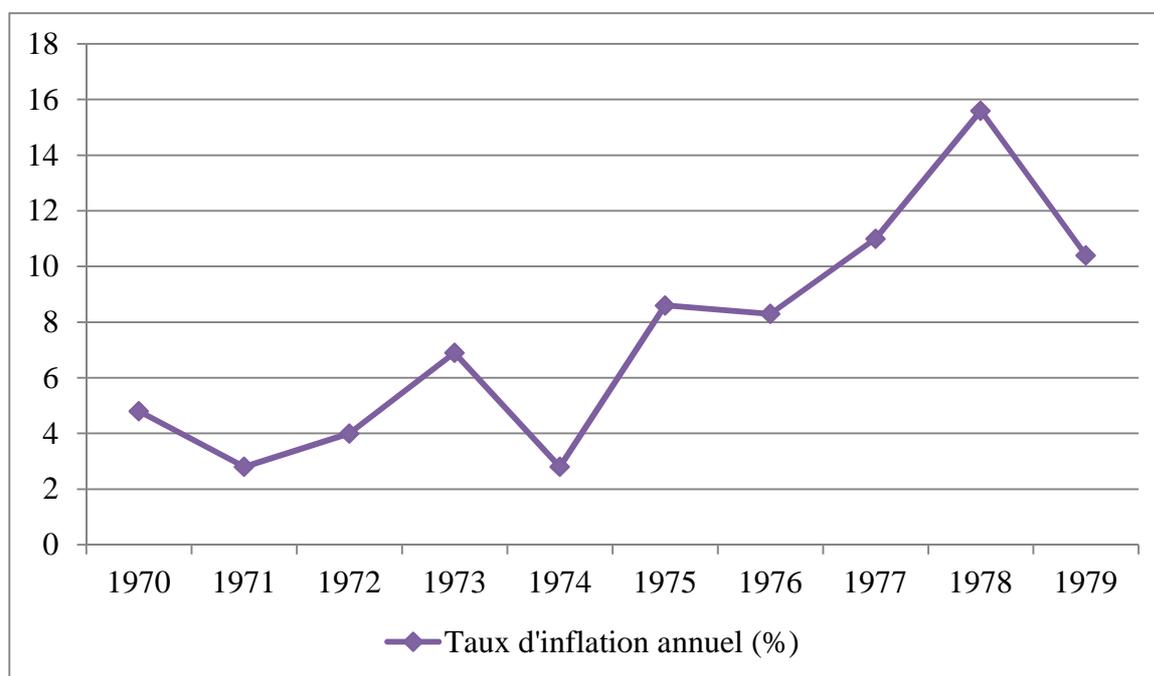
⁶² BENHALIMA.A, « Le système bancaire algérien textes et réalité », Alger, 1996, P7.

Tableau N°01 : Evolution du taux d'inflation de 1970 à 1979

Années	1970	1971	1972	1973	1974	1975	1976	1977	1978	1979
Taux d'inflation annuel(%)	4.80	2.80	4.00	6.90	2.80	8.60	8.30	11.00	15.60	10.40

Source : Réalisé à partir des données de l'Office National des Statistiques (ONS).

Figure N°02 : Représentation graphiques de l'évolution de l'inflation durant la période (1970-1979)



Source : Réalisé à partir des données de l'ONS.

En analysant le graphe représentant l'évolution de l'inflation de l'année 1970 jusqu'à l'année 1979, nous constatons des taux élevés et des pics en 1973 et 1979, car en ces deux années il y avait des chocs des prix du pétrole. La hausse des prix du pétrole augmente les coûts de production des entreprises étrangères, ce qui entraîne une augmentation des prix des biens et services importés qui constituaient la grande part de la consommation algérienne. En effet, l'inflation s'est aggravée plus au cours de la fin des années soixante-dix, où il a été enregistré le taux d'inflation de 15.60% en 1978.

1.2. L'évolution de l'inflation en Algérie durant la période 1980-1989

Les taux d'inflation durant cette période sont représentés dans le tableau suivant :

Tableau N°02 : Evolution du taux d'inflation de 1980 à 1989

Années	1980	1981	1982	1983	1984	1985	1986	1987	1988	1989
Taux d'inflation annuel(%)	9.5	14.6	6.5	6.0	8.1	10.5	12.4	7.4	5.9	9.3

Source : Réalisé à partir des données de l'Office National des Statistiques (ONS).

Figure N°03 : Représentation graphique de l'évolution de l'inflation durant la période (1980-1989)



Source : Réalisé à partir des données de l'ONS.

D'après les données du tableau n°3 et du graphe, nous constatons que depuis le choc pétrolier de 1979 le taux d'inflation a gardé le même rythme pour atteindre un taux de 14.6% en 1981. En 1983 le taux d'inflation baisse jusqu'à 6%. A partir de 1984, le taux d'inflation s'est accéléré pour atteindre 12.4% en 1986. Cependant, depuis 1987 le taux d'inflation s'est caractérisé par une tendance baissière.

1.3. La politique monétaire durant la période allant de 1990 à 1993

La période 1990-1993 a été marquée par la dégradation des équilibres macroéconomiques, notamment suite au contre choc pétrolier de 1986, ce qui a amené l'Algérie à engagé des réformes monétaires dans le but d'améliorer la situation de l'économie nationale. Ainsi, la politique monétaire a été réactivée pour apporter des changements et remplir son rôle selon les normes de marché.

1.3.1. Les objectifs et les instruments de la politique monétaire selon la loi 90-10 du 14/04/1990

A l'ombre des rapports de cette loi, nous intéresserons à ses objectifs et les changements institutionnels et opérationnels qu'elle a apporté au système monétaire. Ensuite nous essayerons d'analyser la conduite de la politique monétaire en termes d'objectifs et le choix de ses instruments.

1.3.1.1. Les objectifs de la politique monétaire selon la loi 90-10

L'article 55 de la loi 90-10 du 10 avril 1990 a définit les objectifs de la politique monétaire. En effet, cet article stipule que : « La banque centrale a pour mission de créer et de maintenir dans le domaine de la monnaie, du crédit et des changes les conditions les plus favorables à un développement ordonné de l'économie nationale, en promouvant la mise en œuvre de toutes les ressources productives du pays, tout en veillant à la stabilité interne et externe de la monnaie »⁶³.

Selon Ilmane (2005), trois objectifs peuvent être déduits et hiérarchisés comme suit⁶⁴ :

- « Le développement ordonné de l'économie nationale, qui constitue un objectif stratégique de long terme. Pour le réaliser, la Banque centrale doit contribuer par la création et le maintien, dans son domaine (la monnaie, le crédit et les changes) et à l'aide de la politique monétaire, des conditions les plus favorables ;
- La mise en œuvre de toutes les ressources productives qui explicite l'objectif de plein emploi ;
- La stabilité de la valeur interne et externe de la monnaie, ce qui correspond à l'objectif de stabilité des prix et du taux de change ».

⁶³ La loi 90-10 du 14 avril 1990 relative à la monnaie et au crédit, Art 55.

⁶⁴ ILMANE Mohamed Chérif, « Réflexion sur la politique monétaire en Algérie : objectifs, instruments résultats », revue n° 75, 2005, P04.

A cet effet, les deux derniers objectifs finals peuvent être hiérarchisés dans le temps en fonction de la conjoncture et des objectifs de la politique économique globale.

Durant cette période, l'objectif ultime de la politique monétaire est donc de maintenir la stabilité des prix, sans entraver la croissance de la production et/ou augmenter le chômage. Pour atteindre cet objectif, la banque centrale fixe les objectifs intermédiaires qui sont la fixation des normes de croissance de la masse monétaire et du crédit intérieur⁶⁵.

1.3.1.2. Les instruments de la politique monétaire selon la loi 90-10

Durant la période 1990-1993, on relève la prédominance des instruments de gestion directs qui ont servis à l'autorité monétaire dans l'application de la conduite de la politique monétaire de la Banque d'Algérie. La loi 90-10 a prévu divers instruments classiques de la politique monétaire à savoir⁶⁶ :

- La fixation du plafond de réescompte pour les banques ;
- Le plafonnement du crédit bancaire à 23 grandes entreprises publiques, en voie de restructuration financière ;
- L'instauration d'un sous plafond au réescompte du crédit bancaire à ses entreprise ;
- L'application de limites maximales aux interventions de la Banque d'Algérie sur le marché monétaire interbancaire ;
- L'abolition en 1992 du plafonnement des opérations de prêts des banques commerciales ;
- La réorientation, en fin 1993, d'une partie de refinancement vers le marché monétaire.

Pendant longtemps le principal outil de la politique monétaire était la manipulation du réescompte. En effet, la procédure de réescompte était la source privilégiée du refinancement des banques et le taux de réescompte constitue ainsi le taux directeur des crédits à l'économie.

1.3.2. L'évolution de l'inflation en Algérie durant la période 1990-1993

L'objectif ultime de la banque d'Algérie était la maîtrise de l'inflation. Pour mieux apprécier la politique monétaire pendant la période de 1990-1993, il convient d'analyser les variations des taux d'inflation enregistrées, qui sont représentées dans le tableau suivant :

⁶⁵ Idem.

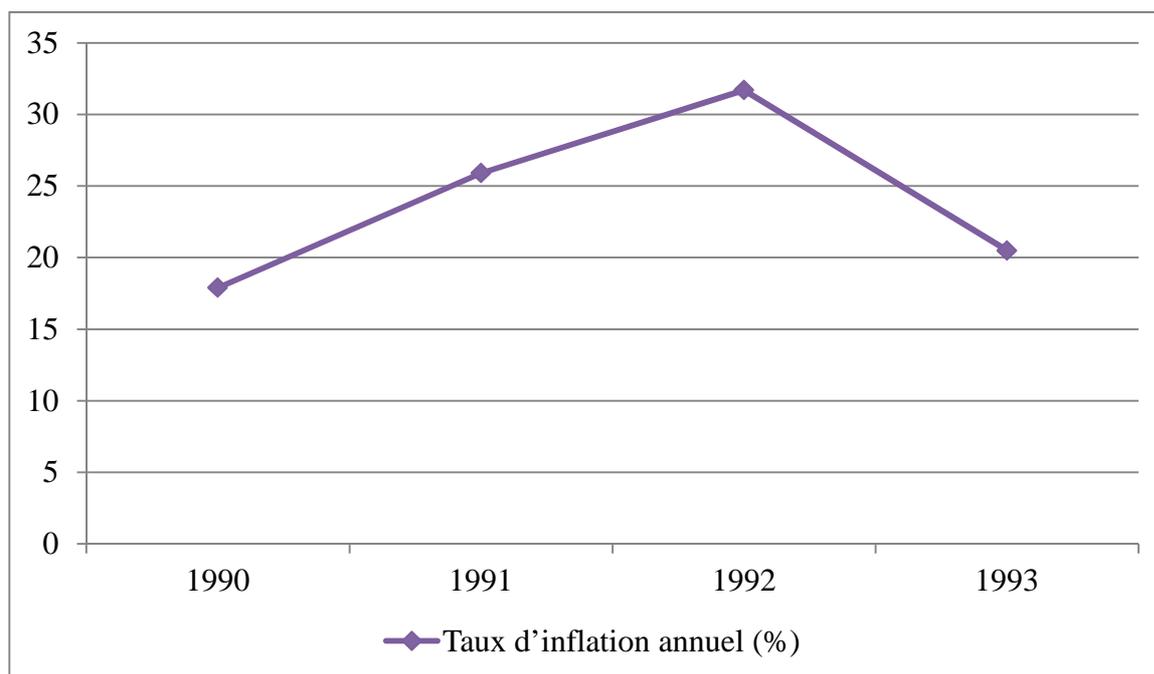
⁶⁶ BOUMGHAR.M, «la stabilité financière une mission pour la Banque centrale », CREAD N° 87, 2009, P83.

Tableau N° 03 : Evolution du taux d'inflation de 1990 à 1993

Année	1990	1991	1992	1993
Taux d'inflation annuel (%)	17.9	25,9	31.7	20.5

Source : donnée du FMI « Algérie, stabilisation et transition à l'économie de marché ».

Figure N°04 : Représentation graphiques de l'évolution de l'inflation durant la période (1990-1993)



Source : donnée du FMI « Algérie, stabilisation et transition à l'économie de marché ».

D'après le tableau n°03, nous constatons que le taux d'inflation depuis l'année 1990 qui représente 17.9% est en augmentation continue pendant les deux années qui se succèdent pour atteindre enfin un taux de 31.7% en 1992. Cette hausse est expliquée par la libéralisation des prix et la forte dévaluation du dinar algérien survenue pour contrer la détérioration des termes de l'échange qui a engendré un renchérissement des produits importés. Après cette date, le taux d'inflation a diminué suite à une diminution de la masse monétaire.

1.3.3. L'évolution de la masse monétaire durant la période 1990-1993

L'évolution de la croissance de la masse monétaire est représentée dans le tableau suivant :

Tableau N° 04 : Evolution de la masse monétaire de 1990 à 1993

Année	1990	1991	1992	1993
Taux d'accroissement de la masse monétaire(%)	11.4	20.8	27.6	22.7

Source : NAAS. A : « le système bancaire algérien », Maisonneuve et Larose, 2003, Paris, P208.

D'après le tableau n°04, on remarque que la période 1990-1991 est caractérisée par une croissance de la masse monétaire passant de 11.4% en 1990 à 20.8% en 1991. Cette situation est due à l'augmentation des crédits à l'économie, et l'évolution des prix de pétrole. La période 1992, est marquée par une croissance sensible de la masse monétaire, ceci s'explique par la stabilisation du taux de change. En 1993 le taux de croissance de la masse monétaire a diminué.

1.4. La politique monétaire durant la période d'ajustement structurel (PAS) 1994-1998

La situation économique de l'Algérie s'est aggravée à cause de la baisse importante des prix du pétrole, ce qui a conduit les autorités algériennes à mettre en place un programme d'ajustement structurel appuyé par le Fonds Monétaire International (FMI). Les objectifs et les instruments de la politique monétaire sont imposés par le PAS.

1.4.1. Les objectifs et les instruments de la politique monétaire durant la période d'ajustement structurel (PAS)

L'économie algérienne est soumise au programme structurel depuis la signature en avril 1994 d'un accord avec le Fonds Monétaire International (FMI). La banque d'Algérie a été obligée de redéfinir ses objectifs et ses instruments.

1.4.1.1. Les objectifs de la politique monétaire dans le cadre du PAS

L'instruction n° 16-94 stipule que : « l'objectif principal de la politique monétaire est la maîtrise du rythme de l'inflation au moyen notamment d'un contrôle prudent de l'expansion monétaire et du crédit relativement à l'objectif d'inflation et de croissance. A

cette fin, un plafond de croissance des avoirs intérieurs nets de la banque d'Algérie sont mise en place »⁶⁷.

D'après cet article, l'objectif final de la politique monétaire à partir de 1994 se limite à la maîtrise d'inflation. Pour atteindre cet objectif, un double objectif intermédiaire est mis en avant à savoir la limitation de la croissance de la masse monétaire (le taux baisse à 15,4% en 1994 et 10,5% en 1995, en suite une augmentation à 14,4% en 1996 jusqu'à 18,2% et 18,8% en 1997 et 1998), et celle de crédit (le taux augmente en 1994 à 29,45%, à 58,48% et à 73,47% en 1995 et 1996, pour atteindre 63,63% et 65,62% en 1997 et en 1998). L'objectif opérationnel de la politique monétaire était représenté par le plafonnement de la croissance des avoirs intérieurs de la BA (les crédits à l'Etat et aux banques) et de ceux des banques (les crédits à l'Etat et à l'économie).

Ainsi l'objectif assigné à la politique monétaire durant cette période était la lutte contre l'inflation dans le but de réaliser les objectifs d'une relance économique stable et non inflationniste et surtout de réduire le rythme de l'inflation à un niveau acceptable car le taux d'inflation au début de cette période dépassait les 30%, c'est ainsi que depuis l'adoption de ce programme, la banque d'Algérie ne cesse de privilégier l'objectif de stabilité des prix⁶⁸.

1.4.1.2. Les instruments de la politique monétaire dans le cadre du PAS

Durant cette période, la politique monétaire est active, dans le sens où l'objectif de stabilité des prix est défini comme étant prioritaire. La Banque d'Algérie a pris ses précautions en terme du taux d'intérêt afin d'encadrer les taux bancaires et définir son intervention sur le marché monétaire⁶⁹.

Ainsi, la Banque d'Algérie a défini des instruments semi-directs, à savoir⁷⁰:

- Plafonnement de refinancement global et de réescompte fixés aux banques de second rang ;
- Fixation de la marge bancaire à 5% au-dessus du coût moyen des ressources bancaires afin de freiner la hausse des crédits accordés aux entreprises ;
- La fixation du taux sur avances aux banques en comptes courants à 24% ;

⁶⁷ Instruction N°16/4 du Avril 1994 relative aux instruments de conduite de la politique monétaire et au refinancement des banques.

⁶⁸ ILMANE. M.C, op.cit. P10.

⁶⁹ NAAS.A, op.cit. P234.

⁷⁰ « Regard sur la politique monétaire en Algérie », op.cit. P75.

- Plafonnement de distribution des crédits aux entreprises publiques par les banques.

A partir de 1994, deux nouveaux instruments de la politique monétaire sont introduits : la réserve obligatoire et l’open market.

- Les réserves obligatoires des banques et des établissements financiers auprès de la Banque centrale sont rémunérées à un taux élevé (11.5%). Le taux des réserves obligatoires représente 2.5% de l’ensemble des dépôts (dépôts à vue, dépôts à terme, livret d’épargne, bon de caisse...) auprès de chaque banque, en vue de limiter la création de la masse monétaire en circulation dans son économie. Cet instrument est activé en 2001. Toutefois l’activation de ce mécanisme n’est intervenue qu’en 1994 par l’instruction n°73-94. C’est un instrument qui vient renforcer le pouvoir de contrôle exercé par la Banque d’Algérie en accord avec l’objectif final de la politique monétaire, qui vise la stabilité des prix avec la réduction de l’inflation.
- L’open market est un nouvel instrument utilisé par la Banque d’Algérie pour une seule fois en 1996, limité par la loi 90-10 du 14 avril 1990 à 20% du montant total des opérations sur effets publics réalisées par la Banque d’Algérie. La Banque centrale fait des opérations de vente ou d’achat des effets publics dans le but de réduire ou d’accroître la disponibilité de liquidité aux banques.

1.4.2. L’évolution du taux d’inflation

A partir de 1994, la maîtrise de l’inflation était l’un des objectifs de la politique monétaire, et que ce dernier est axé sur limitation de la croissance de la masse monétaire par la restriction de la distribution des crédits à l’économie.

Le tableau suivant trace l’évolution du taux d’inflation durant la période d’ajustement structurel :

Tableau N°05 : Evolution du taux d’inflation de 1994 à 1998

Année	1994	1995	1996	1997	1998
Taux d’inflation annuel (%)	29,0	29,8	18,7	5,7	5,0

Source : NAAS. A « le système bancaire algérien », Maisonneuve et Larose, Paris, 2003, P238.

Figure N°05 : Représentation graphiques de l'évolution de l'inflation durant la période (1994-1998)



Source : NAAS. A « le système bancaire algérien », Maisonneuve et Larose, Paris, 2003, P238.

Au cours de la période d'ajustement structurel, la politique monétaire a permis la diminution rapide et sensible du taux d'inflation. A partir de 1997, la Banque d'Algérie a limité la croissance de la masse monétaire en diminuant les crédits à l'économie de (-11%), ce qui a engendré une diminution du taux d'inflation de 29.8% en 1995 jusqu'à 5.7% en 1997, pour atteindre un taux de 5% en 1998. On peut dire que l'inflation est maintenue en raison d'une bonne gestion du budget de l'Etat en 1997 suite à l'augmentation des prix de pétrole.

1.4.3. L'évolution de la masse monétaire de 1993 à 1998

L'évolution de la masse monétaire durant la période du PAS 1994-1998 est représenté par le tableau suivant :

Tableau N°06 : Evolution de la masse monétaire M₂ de 1993 à 1998

Année	1993	1994	1995	1996	1997	1998
Taux de croissance de la masse monétaire M ₂ en (%)	22,7	13	9,2	14,3	18,5	18,8

Source : NAAS. A : « le système bancaire algérien », Maisonneuve et Larose, 2003, Paris, P233.

A travers la présentation du tableau n°06, on constate que durant la période de PAS, la masse monétaire est caractérisée par une baisse du taux d'accroissement de la masse monétaire qui était de 9,2% pendant l'année de 1995, par rapport aux deux autres années, c'est-à-dire, celle de 1994 et 1996 qui est représenté successivement par les taux de 13% et 14,3%. Cette situation se renverse par une augmentation de la masse monétaire qui évolue de 14,3% en 1996 à 18,8% en 1998, cette augmentation est due principalement aux rachats des découverts bancaires des entreprises publiques par le trésor auprès des banques commerciales.

Section 2 : La conduite de la politique monétaire de 1999 jusqu'à 2014

A la fin de 1999, la situation économique algérienne connaît une stabilisation macro financière importante, suite à l'augmentation des cours du prix du pétrole sur le marché pétrolier et qui est marquée par une hausse de l'agrégat avoirs extérieurs nets de la banque d'Algérie. Cet agrégat est retenu comme la principale source de la création monétaire en Algérie.

2.1. Les objectifs de la politique monétaire de 1999 jusqu'à 2014

Pour venir au renforcement de la situation économique en Algérie à la fin du programme d'ajustement structurel la Banque d'Algérie a fait un effort d'explicitation du processus d'élaboration de la politique monétaire, mais elle demeure incomplète dans la manière d'atteindre les objectifs tracés. La promulgation de l'ordonnance 03-11 du 26 août 2003 relative à la monnaie et au crédit vient pour modifier et compléter la loi 90-10 en termes d'objectif final de la politique monétaire menée par la Banque d'Algérie.

2.1.1. L'objectif final

Il convient de rappeler que l'objectif final de la politique monétaire a été défini dans la loi 90-10 relative à la monnaie et le crédit. Des aménagements ont été conçus à cette loi afin

de la compléter et d'apporter des modifications, à savoir, la promulgation de l'ordonnance 03-11 du 26 Aout 2003 relative à monnaie et au crédit qui a redéfini les objectifs de la politique monétaire. L'alinéa 1 de l'article 35 de cette ordonnance stipule : « La banque d'Algérie a pour mission de créer et de maintenir dans les domaines de la monnaie, du crédit et deschanges, les conditions les plus favorables à un développement rapide de l'économie tout en veillant à la stabilité interne et externe de la monnaie »⁷¹ .

Parmi les modifications apportées par cet article, celle qui se rapporte à l'objectif ultime de la stabilité des prix, entendu comme étant une progression limitée de l'indice des prix à la consommation⁷² .

Concernant le développement de l'économie, la politique monétaire opte pour un développement à court et moyen terme en délaissant ainsi le développement à long terme. L'objectif explicite de plein emploi est supprimé puisque il est réalisé d'une manière implicite parallèlement à la croissance économique, du moment qu'il y a un lien positif entre le plein emploi et la production⁷³ .

Avant 2003, la stratégie de la banque d'Algérie pour la lutte contre l'inflation n'était pas explicitement chiffrée. C'est le rapport de 2003 qui a annoncé l'objectif ciblé d'inflation : « l'objectif ultime de la politique monétaire exprimé en terme de stabilité à moyen terme des prix, à savoir une inflation inférieur à 3% a été atteint en 2003 »⁷⁴ .

La banque d'Algérie a adopté depuis 2003, l'approche des règles pour la conduite de la politique monétaire en ciblant un niveau d'inflation plafonné à 3%⁷⁵ .

A partir de 2009, le conseil de la monnaie et du crédit, tout en maintenant l'objectif d'inflation à 3% à moyen terme comme l'objectif ultime d la politique monétaire, a précisé une cible de 3% à 4% au cours de cette année, et ce, en raison du risque à la hausse de l'inflation importée. L'objectif explicite d'inflation en termes de stabilité des prix a été institué en aout 2010, tout comme celui de stabilité financière. Au titre de cette même année, le conseil de la monnaie et de crédit(CMC) a fixé l'objectif d'inflation à 4%. L'année 2011 fut la première année de conduite de la politique monétaire avec ciblage d'inflation, et ce

⁷¹ Ordonnance du 26 aout 2003, relative à la monnaie et au crédit, Art .35.

⁷² Idem.

⁷³ ILMANE.M.C, op.cit., P 74.

⁷⁴ Idem, P75.

⁷⁵ ILMANE M.C :« Regard sur la politique monétaire en Algérie », conseil national économique et social, Mai, 2005.

après la réforme du cadre de la politique monétaire en 2010. Cependant, les objectifs quantitatifs en matière d'évolution des agrégats monétaires et de crédit ont été maintenus⁷⁶.

2.1.2. Les objectifs intermédiaires

Durant la période 1994-1998, les objectifs intermédiaires de la politique monétaire étaient représentés par l'agrégat avoir intérieur net de la Banque d'Algérie. Depuis 2001 et 2002, la monnaie de base a émergé comme l'objectif intermédiaire de la politique monétaire.

L'alinéa 1 de l'article 62 de l'ordonnance de 2003 relative à la monnaie et au crédit stipule : « La définition, la conduite le suivi et l'évaluation de la politique monétaire, dans ce but le conseil fixe les objectifs monétaires, notamment en matière d'évolution des agrégats monétaire et de crédit et arrête l'instrument monétaire... »⁷⁷. Les agrégats de monnaie et de crédit demeurent, donc, les objectifs intermédiaires utilisés par la Banque d'Algérie.

A cet effet, « l'objectif ultime de la politique monétaire et de maintenir la stabilité monétaire à travers la stabilité des prix, entendue comme une progression limitée de l'indice des prix à la consommation »⁷⁸. Afin de réaliser cet objectif, la Banque d'Algérie opte pour des objectifs quantitatifs de croissance des agrégats monétaire et de crédit comme objectifs intermédiaires. Ces objectifs ont été confirmés dans le rapport de 2004 de la Banque d'Algérie où le CMC arrête un objet de croissance de M2 entre 14% et 15% et celle des crédits à l'économie entre 16,5% et 17,5%. Durant les prochaines années qui se suivent, cet objet quantitatif est soit à la hausse soit à la baisse pour atteindre en 2011 un taux de croissance de M2 entre 13% et 14% et un taux de croissance des crédits à l'économie qui est compris entre 15,5% et 17,5%. Ainsi, le taux de croissance de la masse monétaire et le taux de croissance des crédits à l'économie demeureront donc tout au long des années 2003 jusqu'à 2011 les objectifs quantitatifs de la politique monétaire. Après les années 2011 et 2012 caractérisées par une forte expansion des dépenses budgétaires notamment au titre des dépenses courantes, la programmation monétaire a intégré en 2013 dans une certaine mesure l'objectif de consolidation budgétaire et donc le rythme et le profil prévisibles des décaissements de la sphère budgétaire⁷⁹. Ladiminution des cours mondiaux des produits de base en 2012 qui a suivi leur forte croissance en 2011 et l'importance des mesures de soutien des prix, suite au choc des prix intérieurs en 2011, a amené le Conseil de la monnaie et du

⁷⁶ Rapport de la banque d'Algérie pour l'année 2011, P131.

⁷⁷ Ordonnance du 26 aout 2003, Art 62.

⁷⁸ Rapport de la Banque d'Algérie pour l'année 2004, P148.

⁷⁹ Rapport de la Banque d'Algérie, 2012, P128.

crédit à maintenir l'objectif d'inflation à 4% au titre de l'année 2013, d'autant que les mesures de resserrement monétaire en 2013 s'inscrivent dans une orientation prospective. Le Conseil de la monnaie et du crédit a examiné les objectifs en matière d'évolution des agrégats monétaires et de crédit cohérents avec la cible d'inflation, arrêtant le taux de croissance de la masse monétaire (M2) entre 9% et 11% et celui des crédits à l'économie entre 14.5% et 16.5%⁸⁰.

2.2. Les instruments de la politique monétaire durant la période 1999 à 2014

La situation de liquidité du système bancaire algérien durant cette période est différente de celle d'avant, les banques disposent de liquidités importantes d'où le risque de transformation de ces liquidités en masse monétaire avec ses conséquences sur l'inflation. De ce fait, la Banque d'Algérie devait mettre en œuvre les instruments nécessaires pour absorber ces excédents de liquidité. Les instruments utilisés pour cette fin sont donc les réserves obligatoires, la reprise de liquidité et la facilité de dépôts.

Tableau N°07 : Evolution des réserves obligatoires, reprise de liquidité et facilité de dépôts en milliard de dinar.

Année	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011
RO	43.5	122.6	126.7	157.5	171.5	186.5	272.1	384.7	394.1	494.1	569.9
RL		160	250	400	450	2621	852.2	825	1100	1100	1100
FD					49.7	456.7	483.1	1400.4	1022.1	1016.7	

Source : établi à partir des données de la banque d'Algérie.

Les réserves obligatoires ont été redéfinies par le règlement n°04-02 du 4 mars 2004, fixant les conditions de constitution des réserves minimales obligatoires pour absorber l'excès de liquidité. De ce fait, les réserves obligatoires des banques commerciales sont passées de 122.6 milliards de dinars en 2002 à 569.864 milliards de dinars en 2011⁸¹.

L'instrument de réserve obligatoire n'était pas suffisant pour stériliser les liquidités bancaires offertes sur le marché monétaire interbancaire, alors la banque d'Algérie introduit de nouveaux instruments tels que la reprise de liquidité et la facilité des dépôts⁸².

⁸⁰ Rapport de la Banque d'Algérie, 2013, P129.

⁸¹ Rapport de la banque d'Algérie, évolution économique et monétaire en Algérie, mai 2011, P111.

⁸² Idem.

2.2.1. La reprise de liquidité

Avec la surliquidité que connaît le marché monétaire algérien à partir du deuxième semestre de l'année 2001, la banque d'Algérie devait réguler la liquidité des banques et rééquilibrer le marché, elle a eu recours de manière active à la reprise de liquidité qui lui a permis d'éponger une grande partie de ces liquidités. En effet, selon les rapports annuels de la banque d'Algérie, l'utilisation de ce nouvel instrument aurait abouti à l'absorption entre 100 et 160 milliards de dinars pour l'année 2002⁸³.

Et pour 2003, après deux augmentations successives de ces reprises, ce montant atteint les 200 milliards de dinars en juin et 250 milliards en septembre (il est à signaler par contre que la BA a également procédé à une baisse du taux de la rémunération de la reprise de liquidité de 0.75% en juin à 0.25% en septembre de la même année). Cette tendance s'est poursuivie durant l'année 2004 pour un moment atteint 300 puis 400 milliards de dinars, par contre pour 2005, on remarque un ralentissement de la hausse de ces opérations de reprises de liquidité avec une augmentation de seulement 50 milliards de dinars⁸⁴.

En 2011, l'expansion monétaire et la persistance de l'inflation ont conduit la banque d'Algérie à résorber l'excès de liquidité sur le marché monétaire de 1100 milliards de dinars⁸⁵.

2.2.2. La facilité de dépôts rémunérés

La facilité de dépôts rémunérés a été introduite par l'instruction N° 04-04 du 14 juin 2005, qui est mise en application en septembre 2005 qui permet aux banques d'effectuer des dépôts à 24 heures auprès de la banque d'Algérie avec un taux d'intérêt de 0.3%.

En 2006, le taux d'absorption de liquidité par l'instrument de facilité de dépôts était de 40.94% contre 7.41% fin 2005⁸⁶. Cette période est marquée par l'excès de liquidité des banques, le montant de cette absorption atteint 456.7 milliards de dinars fin 2006 contre 49.7 milliards de dinars fin 2005⁸⁷. Le rôle de cet instrument dans la conduite de la politique monétaire au jour le jour a été renforcé en 2008. En 2009, le montant a baissé à 1022.1 milliards de dinars contre 1400.4 milliards de dinars en 2008, et cela à cause de la poursuite

⁸³Rapport de la banque d'Algérie 2006, « évolution économique et monétaire en Algérie », P109.

⁸⁴ Idem.

⁸⁵Rapport de la banque d'Algérie 2011.

⁸⁶Idem, P142.

⁸⁷ Idem, P141.

des opérations de reprise de liquidité par la banque d'Algérie dans la résorption de l'excès de liquidité des banques⁸⁸.

2.3. L'évolution de la masse monétaire durant de 1999 à 2012

L'augmentation des avoirs extérieurs a entraîné une croissance importante de la masse monétaire à partir de l'année 2000. Le tableau ci-dessous représente l'évolution de la masse monétaire en Algérie.

Tableau N°08 : Evolution de la masse monétaire de 1999 à 2012

Année	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012
Taux d'accroissement de la masse monétaire	12.4	13	22.3	17.3	15.6	11.4	11.2	18.6	24.2	16	3.1	13.8	22.3	11.5

Source : Etabli à partir des données de la Banque d'Algérie.

On remarque d'après ce tableau que la masse monétaire a connu une certaine évolution régulière notamment la croissance de la masse monétaire qui évolue de 12.4% en 1999 jusqu'à 17.3% en 2002. Entre 2003 et 2005, on remarque une diminution du taux de croissance de la masse monétaire de 15.6% à 11.2%. À partir de 2006, une reprise d'accroissement monétaire est constatée qui s'explique par l'expansion des recettes pétrolières.

Suite à la crise économique et financière en 2008, il y a eu un ralentissement de l'activité de production mondiale et la baisse des prix du pétrole, cela a engendré une baisse d'accroissement de la masse monétaire de 16% en 2008 jusqu'à 3.1% en 2009. La reprise de croissance monétaire s'accroît en 2010 et 2011 pour atteindre respectivement 13.8% et 22.3% résultant de l'augmentation des avoirs extérieurs des exportations des hydrocarbures.

2.4. L'évolution de l'inflation en Algérie durant la période 1999-2015

Le tableau ci-dessous représente l'évolution du taux d'inflation en Algérie :

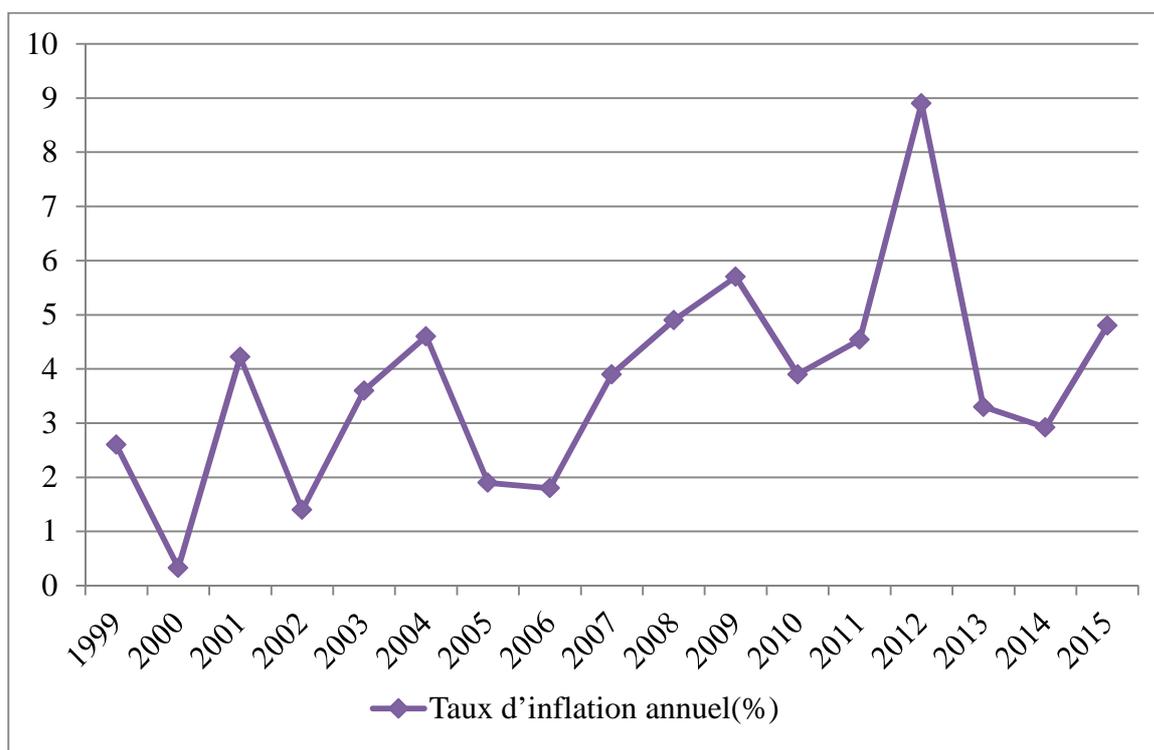
⁸⁸ Idem.

Tableau N°09 : Evolution du taux d'inflation de 1999 à 2015

Année	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015
Taux d'inflation annuel(%)	2.6	0.33	4.22	1.4	3.6	4.6	1.9	1.8	3.9	4.9	5.7	3.9	5.54	8.9	3.30	2.92	4.8

Source : Réalisé à partir des données de l'Office National des Statistiques (ONS).

Figure N°06 : Représentation graphiques de l'évolution de l'inflation de 1999 à 2015



Source : Réalisé à partir des données de l'Office National des Statistiques (ONS).

A travers ce tableau, on constate qu'en 1999, le taux d'inflation est de 2.6% et continue à baisser jusqu'à 0.33% en 2000. Ces résultats montrent bien que la Banque d'Algérie a pu bien gérer l'avènement de l'excès de liquidité sur le marché monétaire algérien au début des années 2000. En effet, le taux d'inflation annuel moyen entre 2000 et 2010 est de 3.25%. Ces résultats montrent l'efficacité de la politique monétaire quant à sa sélection de nouveaux instruments pour absorber le niveau de liquidité. Mais depuis 2008, on assiste à un retour de la hausse du taux d'inflation pour atteindre 4.9%, et qui persiste et prend d'ampleur plus dangereuse en 2012, avec un taux d'inflation de 8.9%, en suite il a baissé pour atteindre un taux de 4.8% en 2015.

Section 3 : Le choc pétrolier et la conduite de la politique monétaire

L'année 2015 marque un changement important dans l'évolution de certains agrégats monétaires. Pour la première fois depuis le début des années 2000, l'excès de la liquidité bancaire a diminué. Dans ce nouveau contexte, la conduite de la politique monétaire, qui a longtemps consisté à éponger l'excès de liquidité bancaire à l'aide des reprises de liquidité et facilité de dépôts, devrait progressivement s'orienter, au-delà de 2015, vers une politique d'injection de liquidités.

3.1. Principaux développements monétaires

En 2015, la situation monétaire consolidée (y inclus les dépôts au Trésor et au CCP) se caractérise par une croissance quasi nulle de la masse monétaire M2 (0.13%). En situation d'important déficit de la balance des paiements, cette très faible croissance de M2 au sens large résulte, en partie, de la très forte diminution des dépôts à vue et à terme du secteur des hydrocarbures⁸⁹.

Les avoirs extérieurs nets (réserves de change exprimées en dinars) ont diminué de 2,28 % en 2015. Cette faible contraction, malgré la forte érosion des réserves de change exprimées en dollars, s'explique par la dépréciation du dinar vis-à-vis du dollar US. Les créances nettes de l'Etat sur le système bancaire ont fortement baissé entre décembre 2014 et novembre 2015 (-95.6%), passant de 1 992,4 à 88,5 milliards de dinars. A fin décembre 2015 et pour la première fois depuis 2005, l'Etat n'est plus créancier net sur le système bancaire, les crédits nets du système bancaire à l'Etat s'élevant à 567,5 milliards de dinars.

Face aux contractions des réserves de change et au changement de la situation de l'Etat, de créancier net à débiteur net vis-à-vis du système bancaire, les crédits à l'économie, rachats de créances non performantes inclus, ont poursuivi leur progression au cours de l'année 2015 au rythme de 16,57 % (11,9 % hors rachats), contre 26,15 % en 2014 et émergent comme une des sources de l'expansion monétaire. L'expansion des crédits, en contexte de diminution des ressources des banques, devrait impliquer le recours de certaines d'entre elles au refinancement auprès de la Banque d'Algérie au cours de l'année 2016⁹⁰.

3.2. Marche monétaire et liquidité bancaire

Les banques et établissements financiers n'ont pas eu recours, depuis fin 2001, au refinancement auprès de la Banque d'Algérie, en raison de l'excès structurel de liquidité sur le

⁸⁹ Rapport de la Banque d'Algérie, « Evolution économique et monétaire en Algérie », 2015, P99.

⁹⁰ Idem, P100-102.

marché monétaire. Ce qui avait amené la Banque d'Algérie à mettre en place à partir de 2002, des instruments de résorption de l'excès de liquidité sur le marché monétaire.

Impactée par la forte baisse des dépôts du secteur des hydrocarbures, et pour la première fois depuis le début des années 2000, la liquidité bancaire, en moyenne annuelle, s'est contractée, passant de 2 826,3 milliards de dinars en 2014 à 2 135 milliard de dinars en 2015. En données de fin de période, la liquidité bancaire s'est contractée de 32.9%, passant de 2 730,9 milliards de dinars à fin 2014 à 1 832,6 milliards de dinars à fin 2015⁹¹.

3.3. Programmation financière et conduite de la politique monétaire

Dans le contexte d'excès de liquidité sur le marché monétaire qui prévaut depuis 2002, la Banque d'Algérie a conduit avec flexibilité la politique monétaire, utilisant des instruments dédiés à la résorption de l'excès de liquidité pour contrôler l'inflation, dans un contexte macroéconomique caractérisé par un surcroît de ressources. Malgré son accroissement soutenu, notamment entre 2004 et 2008, l'excès de liquidité sur le marché monétaire a pu être résorbé, permettant, ainsi, de contenir l'inflation autour de l'objectif, le taux d'inflation ayant été de 4% en moyenne entre 2002 et 2014⁹².

Pour la détermination des objectifs quantitatifs et la validation des instruments pertinents pour la conduite de la politique monétaire, la Banque d'Algérie présente au Conseil de la monnaie et du crédit, au début de chaque année, les prévisions relatives aux agrégats de monnaie et de crédit découlent de la programmation financière. Les objectifs quantitatifs arrêtés sont revus au cours de l'année en fonction de l'évolution de la conjoncture économique et financière internationale et de son impact sur les fondamentaux de l'économie nationale. La Banque d'Algérie propose également les instruments de politique monétaire permettant de réaliser l'objectif assigné aux variables intermédiaires et atteindre l'objectif ultime de la politique monétaire, à savoir l'objectif de stabilité des prix⁹³.

Dans le cadre de l'exercice de programmation financière, les prévisions de l'évolution des agrégats réels et leurs déflateurs sont utilisées pour l'estimation du ratio de liquidité. La variable taux de change demeure une « variable clé » dans la programmation financière en Algérie, dans la mesure où la politique de gestion du taux de change effectif proche de son

⁹¹ Idem, P103-105.

⁹² Idem, P105.

⁹³ Idem, P106.

niveau d'équilibre, estimé en fonction des fondamentaux, contribue à étayer l'objectif de politique monétaire⁹⁴.

Le Conseil de la monnaie et de crédit a examiné les objectifs en matière d'évolution des agrégats monétaires et de crédit cohérents avec l'objectif d'inflation de 4% et a arrêté le taux de croissance de la masse monétaire (M2) dans la fourchette allant de 9% à 11% et celui des crédits à l'économie dans la fourchette allant de 25% à 27%.

Les objectifs quantitatifs monétaires et de crédit, ainsi que l'objectif d'inflation, ont été déterminés sur la base d'hypothèse de prix moyen de 59,7 dollars/baril pour 2015. En raison du choc externe, l'expansion monétaire a été faible en 2015 (0,13%, contre 14,5% en 2014 et 8,41% en 2013). Cette quasi-stagnation de M2, inférieur à l'objectif quantitatif (entre 9% et 11%) arrêté par le Conseil de la monnaie et du crédit, s'explique par le déficit élevé du solde global de la balance des paiements, en dépit du niveau élevé d'injection de liquidités lié au financement du déficit global des opérations du Trésor⁹⁵.

La Banque d'Algérie a revu, à la baisse, les seuils de reprise de liquidité. Ces seuils sont ainsi passés de 1350 milliards de dinars à fin 2014 à 800 milliards de dinars en avril 2015, 700 en juin 2015, 500 en août, 300 en octobre pour remonter à 700 milliards de dinars en décembre 2015. L'assèchement progressif de l'excès de liquidité bancaire au-delà de 2015, en contexte de croissance des crédits à l'économie, entrainerait le retour des banques au financement par la Banque d'Algérie.

En matière d'inflation et après son retour, dès l'année 2013, au taux cible arrêté par le Conseil de la monnaie et du crédit, son taux annuel moyen pour le Grand Alger est reparti à la hausse, pour s'établir à 4,78% en 2015, contre 2,92% en 2014 (3,26% en 2013)⁹⁶.

Quant à l'inflation importée, après avoir fortement contribué à la désinflation en 2013 et au cours des huit premiers mois de l'année 2014, l'indice des prix à la consommation des biens à fort contenu d'import a suivi la même dynamique haussière que l'indice des prix à la consommation. En moyenne annuelle, il a progressé de 1,4 point de pourcentage, passant d'un taux d'inflation de -0,1% en 2014 à 1,5% en 2015.

L'inflation structurelle ou fondamentale, mesurée par l'indice annuel moyen hors produits alimentaires frais, prenant en compte 83,1% des dépenses de consommation, qui

⁹⁴ Idem.

⁹⁵ Idem.

⁹⁶ Idem, P107.

s'était limité à 2,2% en 2014, s'établit à 4,8% en 2015, le même taux que celui de l'inflation globale, confirmant ainsi le caractère structurel de l'inflation.

En phase avec les nouvelles dispositions législatives à la monnaie et au crédit (ordonnance n°10-04 du 26 août 2010), visant la stabilité des prix comme objectif explicite de la politique monétaire, la prévision de l'inflation à court terme a pris une importance particulière. Aussi, la Banque d'Algérie a renforcé la prévision à court terme du taux d'inflation pour assurer le suivi de l'objectif d'inflation à partir de l'année 2011. A titre d'exemple, la prévision de l'inflation en moyenne annuelle pour fin décembre 2015, effectuée en septembre 2015, a été de 4,96%, sensiblement proche du taux d'inflation effectif mesuré par l'indice des prix de l'Office National des Statistiques (ONS), qui s'est établi à 4,78%⁹⁷.

Conclusion

La politique monétaire vise à atteindre la stabilité interne et externe des prix comme objectif principal à côté de l'objectif intermédiaire à savoir l'évolution de la masse monétaire.

Dès le début de la phase post indépendance, les autorités algériennes ont adopté un modèle de croissance socialiste axé sur la planification centralisée ou les prix fixés par l'Etat. Durant cette période l'intervention de l'administration publique s'opérait sur les trois niveaux des prix à savoir, les biens importés, les prix des produits industriels et des services locaux et les prix agricoles. En 1990, l'Algérie était marquée par une inflation galopante, le taux d'inflation annuel passe jusqu'à 31.68% en 1992, Cette hausse est expliquée par la libéralisation des prix et la forte dévaluation du dinar algérien. Mais il n'a pas tardé à chuter à 21.9% fin 1995 pour se stabiliser à 0.33% en 2000, et il est à noter qu'il n'a pas dépassé les 6% jusqu'à nos jours.

La politique monétaire en Algérie, de 2000 jusqu'à 2014, qui avait pour objectif final la stabilité monétaire à travers la stabilité des prix, a été conduite dans un contexte de surliquidité. Pour atteindre l'objectif de la stabilité des prix la banque d'Algérie a utilisé dans sa conduite de la politique monétaire une combinaison ordonnée des instruments : reprise de liquidité, facilité de dépôts rémunérés et réserve obligatoire. Ces instruments ont été utilisés au moment où la situation monétaire en Algérie s'est caractérisée par un excès de liquidité, malgré cette situation la banque d'Algérie enregistre de plus en plus des résultats satisfaisants

⁹⁷ Idem, P107-108.

et atteint une situation de stabilité monétaire, la maîtrise de l'inflation confirme la consolidation de la stabilité en Algérie.

La chute des prix de pétrole à partir de 2014 a entraîné un changement important dans l'évolution de certains agrégats monétaires. Pour la première fois depuis le début des années 2000, l'excès de la liquidité bancaire a diminué. La conduite de la politique monétaire, qui a longtemps consisté à éponger l'excès de liquidité bancaire à l'aide des reprises de liquidité et facilité de dépôts, devrait progressivement s'orienter vers une politique d'injection de liquidités.

Introduction

Après avoir présenté le cadre théorique de l'inflation dans le premier chapitre, son évolution en Algérie dans le deuxième, nous passons maintenant à la recherche des déterminants de l'inflation qui sera faite par une étude empirique qui est basée sur la modélisation VAR sur un ensemble de variables économiques pour déduire l'impact de chacune de ces variables sur l'inflation en Algérie. Cette étude sera appliquée en utilisant en premier lieu des données mensuelles durant la période allant de janvier 2009 jusqu'au mois de décembre 2016. Puis des données annuelles durant la période de 1970 jusqu'à 2015.

Section 1 : Etude empirique des déterminants de l'inflation basée sur des données mensuelles

Comme toute méthode d'analyse, l'économétrie s'appuie sur un certain nombre de variables qui lui sont propres ; les principaux ingrédients d'un modèle économétrique sont la variable à expliquer et les variables explicatives, les perturbations et les paramètres.

1.1. Choix des variables

Dans notre étude on a essayé de choisir au mieux les variables exogènes qui sont en corrélation directe avec l'inflation, le choix s'est effectué sur la base de la disponibilité des informations au niveau de l'Office National des Statistiques, la Banque d'Algérie et la Banque Mondiale. On a finalement retenu :

- L'indice des prix à la consommation (variable endogène) ;
- Les prix de pétrole ;
- La masse monétaire ;
- Les crédits à court terme ;
- Le taux de change ;
- Le taux d'intérêt ;
- L'indice de valeur unitaire à l'importation.

Avant de commencer la modélisation, nous présenterons les abréviations qu'on a utilisées pour nos différentes séries de données :

Tableau N°10 : Présentation des variables utilisées

Variable	Signification
LIPC	L'indice des prix à la consommation
LPPT	Les prix de pétrole
LM1	La masse monétaire
LCCT	Les crédits à court terme
LTCH	Le taux de change
LTIN	Le taux d'intérêt
LIVU	L'indice de valeur unitaire

Source : Elaboré par nous même

1.2. Modèle de Régression multiple

Les résultats de la régression multiple sont représentés dans le tableau suivant :

Tableau N°11 : Modèle de Régression multiple

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.758815	0.188413	9.334866	0.0000
LCCT	0.000777	0.001365	0.568943	0.5708
LM1	0.001525	0.001635	0.932263	0.3537
LTIN	-0.006845	0.006832	-1.001927	0.3191
LIVU	0.246682	0.034292	7.193524	0.0000
LPPT	0.016064	0.002607	6.161297	0.0000
LTCH	0.406022	0.026109	15.55084	0.0000
R-squared	0.946066	Mean dependent var	5.042009	
Adjusted R-squared	0.942430	S.D. dependent var	0.112031	
S.E. of regression	0.026880	Akaike info criterion	-4.324726	
Sum squared resid	0.064307	Schwarz criterion	-4.137742	
Log likelihood	214.5868	F-statistic	260.1954	
Durbin-Watson stat	0.621785	Prob(F-statistic)	0.000000	

Source : Résultats obtenus à partir du logiciel Eviews 4.0

Les résultats du modèle sont globalement significatifs. Le R-squared ($R^2 = 0.94$) et le Adjusted R-squared (R^2 ajusté = 0.94) sont très proches et approchent de 1. Ainsi, 94.60% des variations de l'IPC sont expliquées par les variations des variables exogènes. En utilisant la statistique de Student directement fournie par *Eviews*, les résultats de l'estimation montrent qu'à 5% les variables LIVU, LPPT, LTCH sont significatives dans l'explication de LIPC. La

statistique de Durbin Watson sert à vérifier l'absence d'autocorrélation des erreurs c'est-à-dire l'indépendance de chaque écart par rapport au précédent. Dans notre cas cette statistique égale à (0.62), est à comparer à celles lues dans la table de Durbin Watson à $T = 96$ et $K = 6$ (nombres de variables explicatives), soit ($d_1=1,29$ et $d_2=1,72$). La valeur de DW est proche de 2. Nous pouvons donc conclure à une indépendance des erreurs.

Selon l'estimation de la régression multiple, nous constatons que le taux d'inflation dépend positivement du prix du pétrole, du taux de change et des prix à l'importation. Ces résultats indiquent que :

- Une augmentation de 1% du prix du pétrole engendre une augmentation de 0.01% de l'IPC ;
- Une augmentation de 1% du taux de change (dépréciation) entraîne une augmentation de 0.40% de l'IPC ;
- Une augmentation de 1% des prix à l'importation engendre une augmentation de 0.24% de l'IPC.

1.3. Application du test de racine unitaire ADF (Test de stationnarité)

Dans cette partie, il s'agit de voir l'application empirique du test de racine unitaire sur les séries économiques, ce test permet de détecter les existences de la non stationnarité d'une série chronologique et de voir si elles admettent une représentation de type TS où DS :

- ✓ **TS (trend stationnary) :** c'est un processus de nature déterministe et pour le rendre stationnaire on utilise la méthode des moindres carrés ordinaires MCO.
- ✓ **DS (differency stationnary) :** c'est un processus de nature aléatoire et pour le rendre stationnaire on utilise les filtres de différence⁹⁸.

L'application du test de racine unitaire ADF nécessite d'abord la détermination du nombre de retard pour chaque série de telle sorte à blanchir les résidus de la régression, autrement dit, déterminer le nombre maximum de retard d'influence des variables explicatives sur la variable à expliquer.

Pour vérifier si la série est affectée d'une racine unitaire, on applique la méthode de test de Dickey-Fuller augmenté. La règle de décision est la suivante :

$$\left\{ \begin{array}{l} \mathbf{H}_0 : \text{il existe une racine unitaire ; } \Phi = 1, \text{ processus non stationnaire.} \\ \mathbf{H}_1 : \text{absence de racine unitaire ; } \Phi < 1, \text{ processus stationnaire.} \end{array} \right.$$

⁹⁸ REGIS BOURBOUNNAIS, « Econométrie. MANUEL ET EXERCICES CORRIGES », 6^{ème} édition, Ed Dunod, Paris, 2005. P229.

- Si la valeur d'ADF est inférieure à la valeur critique, on accepte H_1 .
- Si la valeur d'ADF est supérieure à la valeur critique, on accepte H_0 .

1.3.1. La détermination du nombre de retard des séries

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

Le nombre de retard optimal à retenir pour une variable est celui qui minimise ces critères. Le tableau suivant illustre les résultats obtenus :

Tableau N°12 : Choix du nombre de retards « P » pour les séries à étudier

Series	critères d'informations	0	1	2	3	4
LIPC	AIC	-6.632684	-6.613787	-6.613068	-6.583845	-6.740047
	SC	-6.552036	-6.505561	-6.476907	-6.419380	-6.546904
LCCT	AIC	4.512695	4.532052	4.563815	4.595773	4.628399
	SC	4.593344	4.640277	4.699976	4.760237	4.821542
LIVU	AIC	-2.872525	-2.944079	-2.930763	-2.915866	-2.888362
	SC	-2.791877	-2.835854	-2.794602	-2.751401	-2.695219
LM1	AIC	4.172907	4.199751	4.229177	4.262153	4.266015
	SC	4.253555	4.307977	4.365338	4.426617	4.459158
LPPT	AIC	1.430437	1.460468	1.493524	1.527214	1.561400
	SC	1.511086	1.568693	1.629685	1.691678	1.754543
LTCH	AIC	-5.714613	-5.774381	-5.753348	-5.730844	-5.700368
	SC	-5.633965	-5.666156	-5.617187	-5.566379	-5.507225
LTIN	AIC	0.625668	0.625059	0.640358	0.649388	0.651748
	SC	0.706317	0.733285	0.776520	0.813852	0.844891

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

A partir de ce tableau, nous constatons que :

- Les critères d'Akaike et Schwarz conduisent à un choix de retard optimal $P = 0$ pour les séries : LIPC, LCCT, LM1, LPPT et LTIN ;

- Les critères d'Akaike et Schwarz conduisent à un choix de retard optimal $P = 1$ pour les deux séries : LIVU et LTCH.

1.3.2. Application du test de racine unitaire ADF sur la série LPPT

En pratique, on commence toujours par l'application du test sur le modèle général qui englobe tous les cas de figure, c'est à dire qui tient compte de toutes les propriétés susceptibles de caractériser une série, il s'agit du modèle (3). Testons l'hypothèse selon laquelle la série LPPT est non stationnaire (elle contient au moins une racine unitaire) contre l'hypothèse alternative de stationnarité.

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

Tableau N°13 : Modèle (3) pour la série LPPT

ADF Test Statistic	-1.668022	1% Critical Value*	-4.0570
		5% Critical Value	-3.4571
		10% Critical Value	-3.1542

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(LPPT)
 Method: Least Squares
 Date: 06/05/17 Time: 17:41
 Sample(adjusted): 2009:02 2016:12
 Included observations: 95 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LPPT(-1)	-0.065322	0.039162	-1.668022	0.0987
C	0.335644	0.174717	1.921071	0.0578
@TREND(2009:01)	0.003431	0.003210	1.068845	0.2879
R-squared	0.032286	Mean dependent var		0.050667
Adjusted R-squared	0.011249	S.D. dependent var		0.489878
S.E. of regression	0.487115	Akaike info criterion		1.430437
Sum squared resid	21.82987	Schwarz criterion		1.511086
Log likelihood	-64.94577	F-statistic		1.534725
Durbin-Watson stat	1.914917	Prob(F-statistic)		0.220981

Source : résultat obtenu à partir du logiciel Eviews 4.0.

L'application du test de racine sur la série LIPC, montre que la série est engendrée par un processus DS car la statistique du test ADF qui égale à (-1.66), est supérieure à la valeur critique au seuil de 5% qui est de (-3.45).

On remarque aussi que la valeur de la t statistique de la tendance est égale à (1.06) est inférieure à la valeur critique qui est (2.79), donc on accepte l'hypothèse nulle ($H_0 : \text{trend}=0$).

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 donnés dans le tableau suivant :

Tableau N°14 : Modèle (2) pour la série LPPT

ADF Test Statistic	-1.387110	1%	Critical Value*	-3.5000
		5%	Critical Value	-2.8918
		10%	Critical Value	-2.5827

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LPPT)

Method: Least Squares

Date: 06/05/17 Time: 17:42

Sample(adjusted): 2009:02 2016:12

Included observations: 95 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LPPT(-1)	-0.030866	0.022252	-1.387110	0.1687
C	0.263136	0.161133	1.633039	0.1058
R-squared	0.020270	Mean dependent var	0.050667	
Adjusted R-squared	0.009735	S.D. dependent var	0.489878	
S.E. of regression	0.487488	Akaike info criterion	1.421726	
Sum squared resid	22.10095	Schwarz criterion	1.475492	
Log likelihood	-65.53198	F-statistic	1.924074	
Durbin-Watson stat	1.957631	Prob(F-statistic)	0.168724	

Source : résultat obtenu à partir du logiciel Eviews 4.0.

On remarque que la série LPPT est engendrée par un processus DS, car la statistique du test ADF qui est de (-1.38), est supérieure à la valeur théorique qui est (-2.89).

On remarque aussi que la valeur de la t statistique de la constante est égale à (1.63) est inférieure à la valeur critique qui est (2.54). On estime alors le modèle (1), modèle sans constante et sans tendance. Le tableau suivant présente les résultats :

Tableau 15 : Modèle (1) pour la série LPPT

ADF Test Statistic	0.527783	1% Critical Value*	-2.5875
		5% Critical Value	-1.9435
		10% Critical Value	-1.6175

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LPPT)

Method: Least Squares

Date: 06/05/17 Time: 17:44

Sample(adjusted): 2009:02 2016:12

Included observations: 95 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LPPT(-1)	0.003678	0.006968	0.527783	0.5989
R-squared	-0.007825	Mean dependent var		0.050667
Adjusted R-squared	-0.007825	S.D. dependent var		0.489878
S.E. of regression	0.491791	Akaike info criterion		1.428945
Sum squared resid	22.73470	Schwarz criterion		1.455828
Log likelihood	-66.87490	Durbin-Watson stat		1.969868

Source : résultat obtenu à partir du logiciel Eviews 4.0.

On remarque que la série LPPT est un processus DS car la statistique du test ADF est égale (0.52) supérieur à la valeur critique qui est de (-1,94) ce qui signifie qu'elle est non stationnaire, elle comporte au moins une racine unitaire. Pour la rendre stationnaire, on applique le test ADF en première différence, ce qui nous donne le tableau suivant :

Tableau N°16 : Test ADF, modèle (1) pour la série différenciée DLPPT

ADF Test Statistic	-9.437484	1% Critical Value*	-2.5878
		5% Critical Value	-1.9435
		10% Critical Value	-1.6175

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LPPT,2)

Method: Least Squares

Date: 06/05/17 Time: 17:45

Sample(adjusted): 2009:03 2016:12

Included observations: 94 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LPPT(-1))	-0.979069	0.103743	-9.437484	0.0000
R-squared	0.489193	Mean dependent var		0.001874
Adjusted R-squared	0.489193	S.D. dependent var		0.692663
S.E. of regression	0.495052	Akaike info criterion		1.442273
Sum squared resid	22.79209	Schwarz criterion		1.469329
Log likelihood	-66.78681	Durbin-Watson stat		1.997111

Source : résultat obtenu à partir du logiciel Eviews 4.0.

La série DLPPT est stationnaire car la statistique ADF est égale à (-9.43), inférieur à la valeur théorique au seuil de 5% qui est (-1.94). La série LPPT comporte donc une racine unitaire, et donc elle est intégrée d'ordre 1 car on l'a différencié une fois pour la rendre stationnaire.

1.3.3. Présentation des résultats du test ADF sur les autres séries restantes

Les résultats de l'application par la même stratégie du test de racine unitaire sur les autres séries (LCCT, LIVU, LM1, LIPC, LTCH, LTIN) sont représentés dans le tableau ci-après :

Tableau N°17 : les résultats du test de racine unitaire ADF sur les autres variables

Variables	Test ADF en niveau						Test ADF en différence	
	T statistique	Modèle 3		Modèle 2		Modèle1	Modèle 1ou Modèle 2	Ordre D'intégration
		T de ADF	Ttrend	T de ADF	Tconst	T de ADF	T de ADF	
LIPC	T calculée	-2.93	2.89					I(1)
	T tabulée	-3.45	2.79					(TS)
LCCT	T calculée	-9.60	0.58	-9.62	9.11			I(0)
	T tabulée	-3.45	2.79	-2.89	2.54			
LIVU	T calculée	-3.12	2.16	-2.25	2.26	0.72	-9.71	I(1)
	T tabulée	-3.45	2.79	-2.89	2.54	-1.94	-1.94	(DS)
LM1	T calculée	-8.87	0.90	-8.83	8.62			I(0)
	T tabulée	-3.45	2.79	-2.89	2.54			
LTCH	T calculée	-1.45	1.99	0.58	-0.51	2.16	-4.79	I(1)
	T tabulée	-3.45	2.79	-2.89	2.54	-1.94	-1.94	(DS)
LTIN	T calculée	-2.00	-0.18	-2.25	-0.99	-2.02		I(0)
	T tabulée	-3.45	2.79	-2.89	2.54	-1.94		

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

1.4. 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 montre la dynamique des variables endogènes par rapport au passé de chaque variable⁹⁹.

La modélisation du modèle VAR nous permet d'étudier des effets économiques, ainsi la détermination de la relation entre les variables étudiées et les effets d'une variable sur l'autre.

1.4.1. Choix du nombre de retard

Dans cette étape on procède à la détermination du nombre de retard optimal. A cet égard, nous avons estimé les différents processus du modèle VAR pour des ordres de retards « P » allant de 1 à 4 à travers les critères d'information AKAIK et SHWARZ, où les résultats figurent dans le tableau ci-dessous :

Tableau N°18 : Choix du nombre de retards « P »

<i>Nombre de retard (p)</i>	<i>1</i>	<i>2</i>	<i>3</i>	<i>4</i>
<i>AIC</i>	-4.219248	-3.272583	-1.958054	-1.565954
<i>SCH</i>	-2.704094	-0.413197	2.263200	4.035194

Source : résultat obtenu à partir du logiciel Eviews 4.0.

D'après les résultats obtenus, nous concluons que le retard optimal qui minimise les critères d'information est **P = 1**, donc il s'agit d'un processus **VAR (1)**.

Dans l'équation LIPCS (-1), d'après les statistiques de chaque coefficient, on remarque qu'ils sont statistiquement non significatifs sauf le coefficient de la variable étudiée (LIPCS). R squared est égal à (0.66) proche de 1, ce qui signifie que le LIPCS est expliqué à 66% par les variables exogènes. En outre, F-statistic est égal à (30.76), supérieur à (1.96), le modèle est globalement significatif.

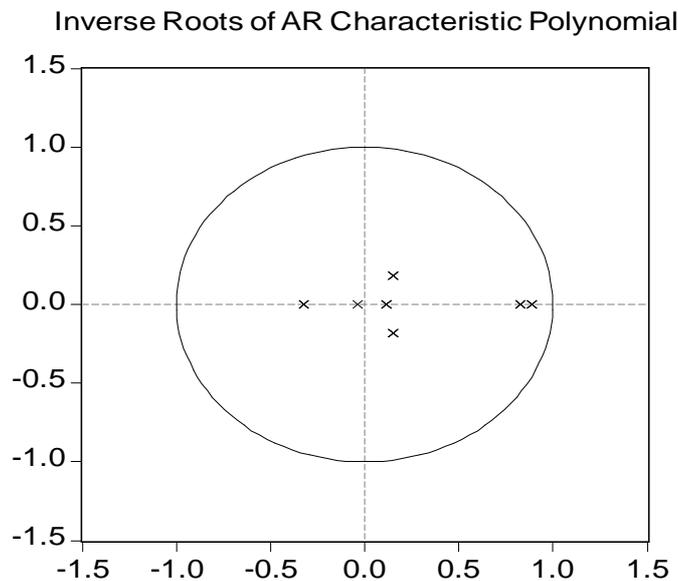
1.4.2. Validation du modèle VAR

✓ La stabilité du modèle VAR (1)

Après avoir déterminé le retard optimal du modèle VAR, il convient à présent de vérifier sa stabilité, cela veut dire sa stationnarité.

⁹⁹ Eric DOR, « Econométrie », Ed Pearson Education, France, 2009, P220.

Figure N°07 : Stationnarité du modèle VAR(1)



Source : résultat obtenu à partir du logiciel Eviews 4.0.

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.

✓ **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°19 : Test d'auto-corrélation des résidus

VAR Residual Serial Correlation LM Tests		
H0: no serial correlation at lag order h		
Date: 05/30/17 Time: 19:07		
Sample: 2009:01 2016:12		
Included observations: 94		
Lags	LM-Stat	Prob
1	53.40763	0.3087
2	60.13937	0.1322
3	56.66263	0.2108
4	55.16261	0.2531
5	59.79853	0.1388
6	43.61241	0.6906
7	38.75553	0.8528
8	60.31460	0.1289
9	35.09174	0.9327
10	32.56702	0.9659
11	60.94451	0.1177
12	49.63715	0.4477

Source : résultat obtenu à partir du logiciel Eviews 4.0.

On constate, que la probabilité pour un nombre de retard égale à 1 (0.30) 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.

✓ **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°20 : Résultats du test hétéroscédasticité de white

VAR Residual Heteroskedasticity Tests: No Cross Terms (only levels and squares)		
Date: 05/30/17 Time: 19:09		
Sample: 2009:01 2016:12		
Included observations: 94		
Joint test:		
Chi-sq	df	Prob.
375.2929	392	0.7195

Source : résultat obtenu à partir du logiciel Eviews 4.0.

D'après les résultats obtenus l'hypothèse d'homoscédasticité est acceptée dans la mesure où la probabilité de commettre une erreur est égale à $0.71 > 0,05$. 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.

1.4.3. Test de causalité au sens de Granger

Cette analyse s'appuie sur les relations causales entre les variables, cela nous permet 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°21 : Test de causalité au sens de Granger

Pairwise Granger Causality Tests			
Date: 05/30/17 Time: 19:12			
Sample: 2009:01 2016:12			
Lags: 1			
Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
LCCT does not Granger Cause LIPCS	95	2.80582	0.09732
LIPCS does not Granger Cause LCCT		0.20717	0.65007
LM1 does not Granger Cause LIPCS	95	0.01804	0.89344
LIPCS does not Granger Cause LM1		0.46887	0.49523
LTIN does not Granger Cause LIPCS	95	9.1E-05	0.99240
LIPCS does not Granger Cause LTIN		0.00552	0.94094
D(LIVU) does not Granger Cause LIPCS	94	2.40866	0.12414
LIPCS does not Granger Cause D(LIVU)		0.67314	0.41410
D(LPPT) does not Granger Cause LIPCS	94	0.79810	0.37402
LIPCS does not Granger Cause D(LPPT)		1.30332	0.25660
D(LTCH) does not Granger Cause LIPCS	94	1.14861	0.28667
LIPCS does not Granger Cause D(LTCH)		0.28876	0.59233

Source : résultat obtenu à partir du logiciel Eviews 4.0.

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

1.5. Analyse de réponses impulsionnelles (analyse des chocs)

Cette étape nous permis d'étudier l'effet introduit par une variation ou une modification enregistrée au niveau d'une variable sur une autre variable. Pour cela, nous allons présenter dans ce qui suit la réponse de LIPCS pour les chocs sur les variables LCCT,

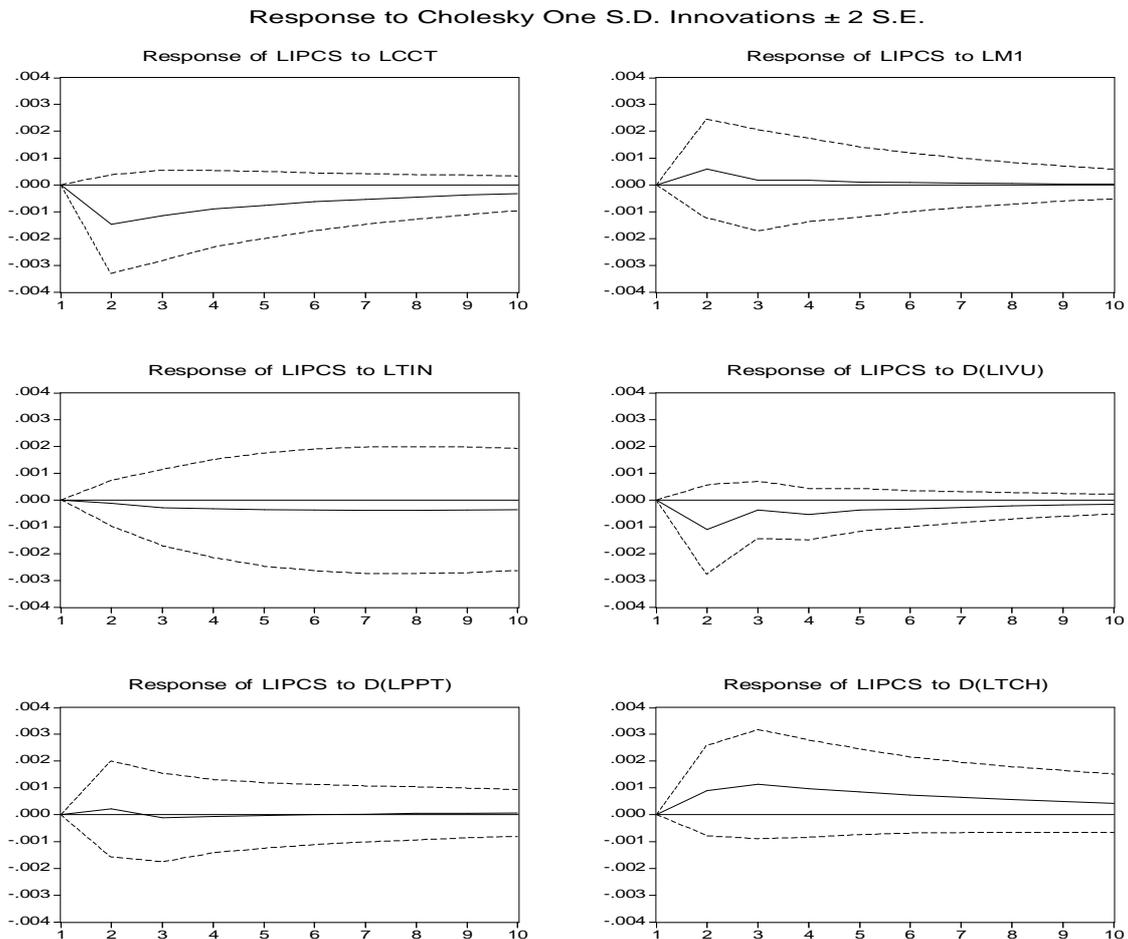
LM1, LTIN, LIVU, LPPT et LTCH. Le tableau suivant retrace les fonctions de reponse impulsionnelle, on s'intéresse aux effets du choc sur 10 périodes.

Tableau N°22 : Réponse impulsionnelles (analyse des chocs)

Pe-riode	LCCT	LM1	LTIN	D(LIVU)	D(LPPT)	D(LTCH)
1	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
2	-0.001471	0.000597	-0.000127	-0.001102	0.000217	0.000893
3	-0.001147	0.000164	-0.000285	-0.000376	-0.000111	0.001135
4	-0.000900	0.000175	-0.000326	-0.000538	-6.44E-05	0.000974
5	-0.000757	0.000101	-0.000364	-0.000380	-3.96E-05	0.000851
6	-0.000635	8.68E-05	-0.000380	-0.000336	9.08E-07	0.000735
7	-0.000536	6.41E-05	-0.000386	-0.000271	2.45E-05	0.000642
8	-0.000452	4.96E-05	-0.000383	-0.000226	4.26E-05	0.000560
9	-0.000382	3.67E-05	-0.000374	-0.000187	5.45E-05	0.000490
10	-0.000323	2.69E-05	-0.000360	-0.000155	6.24E-05	0.000429

Source : résultat obtenu à partir du logiciel Eviews 4.0.

Figure N°08 : Réponse impulsionnelles (analyse des chocs)



Source : résultat obtenu à partir du logiciel Eviews 4.0.

Pour interpréter les fonctions de réponse impulsionnelle, nous avons les résultats qui sont issus d'Eviews 4, et pour notre étude nous nous intéressons à l'étude de la variable indice des prix à la consommation.

- Un choc sur les crédits à court terme n'a pas d'effet sur l'indice des prix à la consommation à la première période, et génère un effet négatif de la 2^{ème} jusqu'à la 10^{ème} période ;
- Un choc sur la masse monétaire a un effet nul sur l'indice des prix à la consommation à la première période, un effet positif au cours de la 2^{ème} jusqu'à la dernière période ;
- Un choc sur le taux d'intérêt n'a pas d'effet sur l'indice des prix à la consommation au cours de la première période, et engendre un effet négatif de la 2^{ème} jusqu'à la 10^{ème} période ;
- Un choc sur l'indice de valeur unitaire n'a aucun effet sur l'indice des prix à la consommation à la première période, et engendre un effet négatif au cours de la deuxième jusqu'à la dernière période ;
- Un choc sur les prix de pétrole n'a pas d'effet sur l'indice des prix à la consommation au cours de la première période, et génère un effet positif durant la 2^{ème} période, et un effet négatif à partir de la 3^{ème} jusqu'à la 5^{ème} période, un effet positif de la 6^{ème} jusqu'à la dernière période ;
- Un choc sur le taux de change n'a aucun effet sur l'indice des prix à la consommation à la première période, et a un effet positif de la 2^{ème} jusqu'à la dernière période.

1.6. La décomposition de la variance de l'erreur de prévision

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 de LIPC.

Tableau N°23 : Décomposition de la variance de l'erreur de prévision de LIPCS

Pe-riode	S.E.	LIPCS	LCCT	LM1	LTIN	D(LIVU)	D(LPPT)	D(LTCH)
1	0.008574	100.0000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
2	0.011478	96.51077	1.642683	0.270487	0.012203	0.922392	0.035582	0.605883
3	0.013010	95.59234	2.055192	0.226447	0.057578	0.801308	0.035038	1.232095
4	0.014000	95.07603	2.188037	0.211269	0.103885	0.839967	0.032378	1.548439
5	0.014640	94.75722	2.268010	0.197987	0.156749	0.835611	0.030341	1.754084
6	0.015070	94.52118	2.317588	0.190150	0.211368	0.838216	0.028632	1.892867
7	0.015363	94.33559	2.351869	0.184715	0.266576	0.837620	0.027805	1.995829
8	0.015565	94.18394	2.375725	0.180977	0.320338	0.837191	0.027838	2.073992
9	0.015705	94.05796	2.392747	0.178315	0.371384	0.836451	0.028548	2.134598
10	0.015802	93.95240	2.404996	0.176405	0.418751	0.835709	0.029756	2.181985

Source : résultat obtenu à partir du logiciel Eviews 4.0.

D'après les résultats obtenus dans le tableau ci-dessus, on constate qu'à la première période de l'erreur de prévision du taux d'inflation (IPCS) 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 (IPCS) contribue à 96.51% à ses propres innovations. Tandis qu'aux autres innovations on remarque une faible contribution des CCT, de la M1, du TIN, de l'IVU, des PPT et du TCH où leurs innovations qui sont dues à 1.64%, 0.27%, 0.01%, 0.92%, 0.03% et 0.60% respectivement.

Au cours de la troisième période jusqu'à la dixième, la variance de l'erreur de prévision du taux d'inflation (IPCS) contribue en moyenne à 94.55% à ses propres innovations, 2.28% provient des innovations des CCT, à 0.18% sont dus aux innovations de M1, 0.23% provient des innovations du TIN, 0.82% sont dus aux innovations de IVU, 0.02% aux innovations des PPT et à 1.84% aux innovations du TCH.

Nous constatons que, la variance de l'erreur de prévision du taux d'inflation (IPCS) provient des innovations de la variable elle-même et des innovations des variables CCT et du TCH.

Section 2 : Etude empirique des déterminants de l'inflation basée sur des données annuelles

Cette section est relative à la modélisation, l'objectif est de vérifier les différentes relations qui existent entre l'inflation et ses différents déterminants, basée sur des données annuelles. La période d'estimation s'étale de l'année 1970 à 2015, soit 45 observations, et pour cela on a choisi les variables suivantes :

2.1. Choix des variables

Avant de commencer la modélisation, nous présenterons les abréviations qu'on a utilisées pour nos différentes séries de données :

Tableau N°24 : Présentation des variables utilisées

Variable	Signification
LTIF	Le taux d'inflation
LPPT	Les prix de pétrole
LMM	La masse monétaire
LPIB	Le produit intérieur brut
LTCH	Le taux de change
LTIN	Le taux d'intérêt

Source : Elaboré par nous même

2.2. Modèle de Régression multiple

Les résultats de la régression multiple sont représentés dans le tableau suivant :

Tableau N°25 : Modèle de Régression multiple

Dependent Variable: LTIF				
Method: Least Squares				
Date: 05/27/17 Time: 19:33				
Sample: 1970 2015				
Included observations: 46				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.904788	0.983030	0.920407	0.3629
LTCH	-0.573795	0.131662	-4.358094	0.0001
LPIB	0.015902	0.037591	0.423030	0.6745
LPPT	0.220097	0.176898	1.244206	0.2207
LTIN	0.983811	0.234110	4.202348	0.0001
LMM	-0.008690	0.136256	-0.063778	0.9495
R-squared	0.449947	Mean dependent var	1.869093	
Adjusted R-squared	0.381190	S.D. dependent var	0.884647	
S.E. of regression	0.695903	Akaike info criterion	2.233894	
Sum squared resid	19.37123	Schwarz criterion	2.472413	
Log likelihood	-45.37957	F-statistic	6.544042	
Durbin-Watson stat	1.245958	Prob(F-statistic)	0.000156	

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

Les résultats du modèle sont globalement significatifs. Le R-squared ($R^2 = 0.44$) et le Adjusted R-squared (R^2 ajusté = 0.38) sont très proches et approchent de 1. Ainsi, 44% des variations du TIF sont expliquées par les variations des variables exogènes. En utilisant la statistique de Student directement fournie par *Eviews*, les résultats de l'estimation montrent qu'à 5% les variables LTIN et LTCH sont significatives dans l'explication de LTIF. La statistique de Durbin Watson sert à vérifier l'absence d'autocorrélation des erreurs c'est-à-dire l'indépendance de chaque écart par rapport au précédent. Dans notre cas cette statistique égale à 1.24, est à comparer à celles lues dans la table de Durbin Watson à $T = 96$ et $K = 5$ (nombres de variables explicatives), soit ($d1=1.29$ et $d2=1.72$). La valeur de DW est proche de 2. Nous pouvons donc conclure à une indépendance des erreurs.

Selon l'estimation de la régression multiple, nous constatons que le taux d'inflation dépend positivement du prix du taux d'intérêt et négativement du taux de change. Ces résultats indiquent que :

- Une augmentation de 1% du taux de change (dépréciation) entraîne une diminution de 0.57% du taux d'inflation ;
- Une augmentation de 1% du taux d'intérêt engendre une augmentation de 0.98% du TIF.

2.3. Application du test de racine unitaire ADF (Test de stationnarité des séries)

L'application du test de racine unitaire ADF nécessite d'abord la détermination du nombre de retard pour chaque série.

2.3.1. La détermination du nombre de retard 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°26 : Choix du nombre de retards « P » pour les séries à étudier

Séries	critères d'informations	0	1	2	3	4
LMM	AIC	2.506198	2.522372	2.581553	2.647204	2.721127
	SC	2.626642	2.684571	2.786344	2.895443	3.013688
LPIB	AIC	3.977475	4.044834	4.112949	4.183832	4.258070
	SC	4.097920	4.207033	4.317740	4.432071	4.550631
LPPT	AIC	0.505235	0.554885	0.585768	0.614070	0.479131
	SC	0.625679	0.717084	0.790558	0.862309	0.771692
LTCH	AIC	-0.951201	-1.111161	-1.080357	-1.235131	-1.191083
	SC	-0.830757	-0.948962	-0.875566	-0.986893	-0.898522
LTFN	AIC	2.096055	2.047917	2.109239	2.093449	2.162281
	SC	2.216500	2.210117	2.314030	2.341688	2.454842
LTIN	AIC	-0.718168	-0.770947	-0.774469	-0.715533	-0.650283
	SC	-0.597724	-0.608748	-0.569679	-0.467294	-0.357722

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°27 : Nombre de retard « P »

Variables	LMM	LPIB	LPPT	LTCH	LTIF	LTIN
Retard (P)	P = 0	P = 0	P = 0	P = 3	P = 1	P = 1

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

2.3.2. Application du test de racine unitaire ADF sur la série LTCH

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

Tableau N°28 : Modèle (3) pour la série LTCH

ADF Test Statistic	-2.491250	1% Critical Value*	-4.1896
		5% Critical Value	-3.5189
		10% Critical Value	-3.1898

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LTCH)

Method: Least Squares

Date: 06/05/17 Time: 17:47

Sample(adjusted): 1974 2015

Included observations: 42 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LTCH(-1)	-0.108125	0.043402	-2.491250	0.0175
D(LTCH(-1))	0.295045	0.145311	2.030434	0.0498
D(LTCH(-2))	0.042697	0.152876	0.279292	0.7816
D(LTCH(-3))	0.442405	0.147848	2.992291	0.0050
C	0.101476	0.048561	2.089634	0.0438
@TREND(1970)	0.010068	0.004549	2.212957	0.0333
R-squared	0.383497	Mean dependent var		0.077028
Adjusted R-squared	0.297872	S.D. dependent var		0.145808
S.E. of regression	0.122177	Akaike info criterion		-1.235131
Sum squared resid	0.537378	Schwarz criterion		-0.986893
Log likelihood	31.93776	F-statistic		4.478776
Durbin-Watson stat	2.025270	Prob(F-statistic)		0.002826

Source : résultat obtenu à partir du logiciel Eviews 4.0.

On remarque que la valeur de la t statistique de la tendance est égale à (2.21) 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 donnés dans le tableau suivant :

Tableau N°29 : Modèle (2) pour la série LTCH

ADF Test Statistic	-1.143469	1% Critical Value*	-3.5930
		5% Critical Value	-2.9320
		10% Critical Value	-2.6039

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(LTCH)
 Method: Least Squares
 Date: 06/05/17 Time: 17:48
 Sample(adjusted): 1974 2015
 Included observations: 42 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LTCH(-1)	-0.017922	0.015674	-1.143469	0.2602
D(LTCH(-1))	0.281303	0.152633	1.843005	0.0734
D(LTCH(-2))	0.010934	0.160016	0.068330	0.9459
D(LTCH(-3))	0.378413	0.152437	2.482411	0.0177
C	0.085717	0.050503	1.697262	0.0980
R-squared	0.299632	Mean dependent var	0.077028	
Adjusted R-squared	0.223917	S.D. dependent var	0.145808	
S.E. of regression	0.128450	Akaike info criterion	-1.155208	
Sum squared resid	0.610479	Schwarz criterion	-0.948343	
Log likelihood	29.25938	F-statistic	3.957352	
Durbin-Watson stat	1.912991	Prob(F-statistic)	0.009002	

Source : résultat obtenu à partir du logiciel Eviews 4.0

On remarque que la valeur de la t statistique de la constante est égale à (1.69) 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°30 : Modèle (1) pour la série LTCH

ADF Test Statistic	0.783337	1% Critical Value*	-2.6182
		5% Critical Value	-1.9488
		10% Critical Value	-1.6199

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(LTCH)
 Method: Least Squares
 Date: 06/05/17 Time: 17:49
 Sample(adjusted): 1974 2015
 Included observations: 42 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LTCH(-1)	0.005744	0.007333	0.783337	0.4383
D(LTCH(-1))	0.315918	0.154962	2.038679	0.0485
D(LTCH(-2))	0.012559	0.163925	0.076615	0.9393
D(LTCH(-3))	0.367358	0.156022	2.354531	0.0238
R-squared	0.245104	Mean dependent var	0.077028	
Adjusted R-squared	0.185507	S.D. dependent var	0.145808	
S.E. of regression	0.131590	Akaike info criterion	-1.127853	
Sum squared resid	0.658009	Schwarz criterion	-0.962360	
Log likelihood	27.68491	Durbin-Watson stat	1.880156	

Source : résultat obtenu à partir du logiciel Eviews 4.0

On remarque que la série LTCH est un processus DS car la statistique du test ADF est égale (0.78) supérieur à la valeur critique qui est de (-1,94) ce qui signifie qu'elle est non stationnaire, elle comporte au moins une racine unitaire. Pour la stationnarité on applique le test ADF en première différence, ce qui nous donne le tableau suivant :

Tableau N°31 : Test ADF, modèle (1) en première différence pour la série DLTCH

ADF Test Statistic	-1.397970	1% Critical Value*	-2.6196
		5% Critical Value	-1.9490
		10% Critical Value	-1.6200

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(LTCH,2)
 Method: Least Squares
 Date: 06/05/17 Time: 17:50
 Sample(adjusted): 1975 2015
 Included observations: 41 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LTCH(-1))	-0.226695	0.162160	-1.397970	0.1704
D(LTCH(-1),2)	-0.408823	0.202564	-2.018243	0.0509
D(LTCH(-2),2)	-0.367606	0.188086	-1.954455	0.0582
D(LTCH(-3),2)	0.033905	0.166449	0.203697	0.8397
R-squared	0.363544	Mean dependent var		0.004127
Adjusted R-squared	0.311940	S.D. dependent var		0.160721
S.E. of regression	0.133317	Akaike info criterion		-1.099709
Sum squared resid	0.657615	Schwarz criterion		-0.932532
Log likelihood	26.54404	Durbin-Watson stat		1.932964

Source : résultat obtenu à partir du logiciel Eviews 4.0

On remarque que la série LTCH est un processus DS car la statistique du test ADF est égale à (-1.39) supérieure à la valeur théorique au seuil de 5% qui est (-1.94). Elle est toujours non stationnaire même après une première différenciation, donc on passe à la deuxième différenciation pour la rendre stationnaire.

Tableau N°32 : Test ADF, modèle (1) en deuxième différence pour la série DDLTCH

ADF Test Statistic	-3.874823	1% Critical Value*	-2.6211
		5% Critical Value	-1.9492
		10% Critical Value	-1.6201

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(LTCH,3)
 Method: Least Squares
 Date: 06/05/17 Time: 17:51
 Sample(adjusted): 1976 2015
 Included observations: 40 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LTCH(-1),2)	-2.151535	0.555260	-3.874823	0.0004
D(LTCH(-1),3)	0.577010	0.463904	1.243815	0.2216
D(LTCH(-2),3)	0.080535	0.315943	0.254902	0.8002
D(LTCH(-3),3)	0.037106	0.168580	0.220113	0.8270
R-squared	0.749700	Mean dependent var	0.007956	
Adjusted R-squared	0.728842	S.D. dependent var	0.266013	
S.E. of regression	0.138521	Akaike info criterion	-1.020957	
Sum squared resid	0.690766	Schwarz criterion	-0.852069	
Log likelihood	24.41913	Durbin-Watson stat	1.916838	

Source : résultat obtenu à partir du logiciel Eviews 4.0

La série DDLTCH est stationnaire car la statistique ADF qui est de (-3.87) est inférieure à la valeur théorique qui est (-1.94). La série LTCH comporte donc une racine unitaire, est donc intégrée d'ordre 2 puisqu'il faut la différencier deux fois pour la rendre stationnaire.

2.3.3. Présentation des résultats du test ADF sur les autres séries restantes

L'application par la même stratégie du test de racine unitaire sur les autres séries (LTIF, LPIB, LMM, LPPT et LTIN).

Tableau N°33 : les résultats du test de racine unitaire ADF sur les autres variables

Variables	Test ADF en niveau						Test ADF en différence	
	T statistique	Modèle 3		Modèle 2		Modèle1	Modèle 1ou Modèle 2	Ordre D'intégration
		T de ADF	Ttrend	T de ADF	Tconst	T de ADF	T de ADF	
LTIF	T calculée	-2.48	-1.45	-2.08	1.93	-0.73	-5.80	I(1)
	T tabulée	-3.51	2.81	-2.92	2.56	-1.94	-1.94	(DS)
LTIN	T calculée	-1.21	-0.57	-1.53	1.55	-0.20	-2.98	I(1)
	T tabulée	-3.51	2.81	-2.92	2.56	-1.94	-1.94	(DS)
LMM	T calculée	-4.51	-1.89	-4.17	3.93			I(0)
	T tabulée	-3.51	2.81	-2.92	2.56			
LPPT	T calculée	-2.48	1.04	-2.73	3.10		-5.83	I(1)
	T tabulée	-3.51	2.81	-2.92	2.56		-2.92	(DS)
LPIB	T calculée	-1.68	1.78	-0.45	0.69	1.17	-6.33	I(1)
	T tabulée	-3.51	2.81	-2.92	2.56	-1.94	-1.94	(DS)

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

2.4. 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 montre la dynamique des variables endogènes par rapport au passé de chaque variable.

2.4.1. Détermination du nombre de retards « P »

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

Tableau N°34 : Choix du nombre de retards « P »

<i>Nombre de retard (p)</i>	<i>1</i>	<i>2</i>	<i>3</i>	<i>4</i>
<i>AIC</i>	9.193382	10.63642	12.84020	14.17860
<i>SCH</i>	10.91362	13.86353	17.60477	20.51189

Source : résultat obtenu à partir du logiciel Eviews 4.0.

D'après les résultats obtenus, on conclut que le retard optimal qui minimise les critères d'information est **P = 1**, donc il s'agit d'un processus **VAR (1)**.

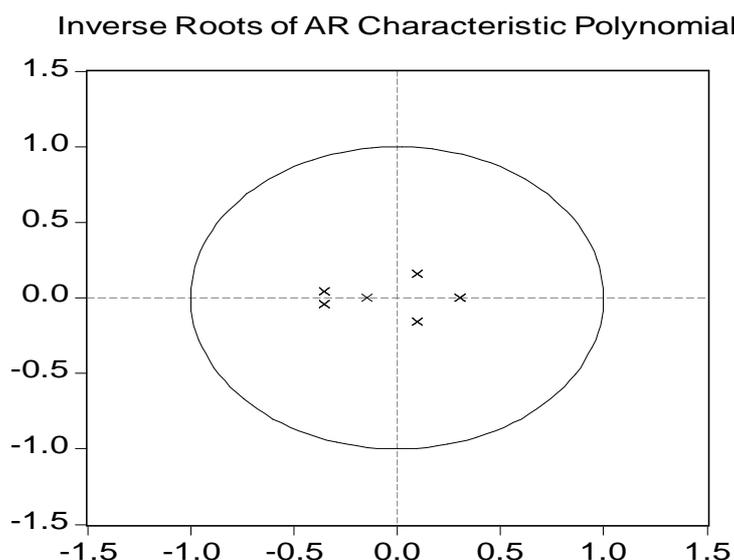
Dans l'équation D(LTIF(-1)), d'après les statistiques de chaque coefficient, on remarque qu'ils sont statistiquement non significatifs sauf le coefficient de la variable étudiée. R squared est égal à (0.16), ce qui signifie que le D(LTIF(-1)) n'est pas expliqué par les variables exogènes. En outre, F-statistic est égal à (1.17), inférieur à (1.96), le modèle est globalement non significatif.

2.4.2. Validation du modèle VAR

✓ **La stabilité du modèle VAR**

Après avoir déterminé le retard optimal du modèle VAR, il convient à présent de vérifier sa stabilité, cela veut dire sa stationnarité.

Figure N°09 : Stationnarité du modèle VAR(1)



Source : résultat obtenu à partir du logiciel Eviews 4.0.

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.

✓ 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°35 : Test d'auto-corrélation des résidus

VAR Residual Serial Correlation LM Tests		
H0: no serial correlation at lag order h		
Date: 05/28/17 Time: 12:25		
Sample: 1970 2015		
Included observations: 43		
Lags	LM-Stat	Prob
1	46.48027	0.1133
2	38.48898	0.3575
3	21.09668	0.9773
4	26.73801	0.8690
5	47.08601	0.1022
6	23.78056	0.9411
7	33.85304	0.5711
8	24.10381	0.9350
9	33.64407	0.5812
10	60.04721	0.0072
11	43.13142	0.1927
12	32.48281	0.6366

Source : résultat obtenu à partir du logiciel Eviews 4.0.

On constate, que la probabilité pour un nombre de retard égale à 1 (0.11) 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.

✓ 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 homoscédastiques (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°36 : Résultats du test hétéroscédasticité de white

VAR Residual Heteroskedasticity Tests: No Cross Terms (only levels and squares)
Date: 05/28/17 Time: 12:25
Sample: 1970 2015
Included observations: 43

Joint test:

Chi-sq	df	Prob.
231.6493	252	0.8165

Source : résultat obtenu à partir du logiciel Eviews 4.0.

D'après les résultats obtenus l'hypothèse d'homoscédasticité est acceptée dans la mesure où la probabilité de commettre une erreur est égale à $0.81 > 0,05$. 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.

2.4.3. Test de 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°37 : Test de causalité au sens de Granger

Pairwise Granger Causality Tests			
Date: 05/18/17 Time: 01:02			
Sample: 1970 2015			
Lags: 1			
Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
D(D(LTCH)) does not Granger Cause D(LTIF)	43	0.30416	0.58436
D(LTIF) does not Granger Cause D(D(LTCH))		0.03203	0.85886
D(LPPIB) does not Granger Cause D(LTIF)	44	0.07552	0.78484
D(LTIF) does not Granger Cause D(LPPIB)		0.00327	0.95466
D(LPPT) does not Granger Cause D(LTIF)	44	0.94330	0.33713
D(LTIF) does not Granger Cause D(LPPT)		1.34306	0.25320
D(LTIN) does not Granger Cause D(LTIF)	44	0.01491	0.90340
D(LTIF) does not Granger Cause D(LTIN)		0.17611	0.67693
LMM does not Granger Cause D(LTIF)	44	0.87047	0.35629
D(LTIF) does not Granger Cause LMM		1.21574	0.27663

Source : résultat obtenu à partir du logiciel Eviews 4.0.

Les résultats figurant dans le tableau ci-dessous 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%.

2.5. Analyse de réponses impulsionnelles (analyse des chocs)

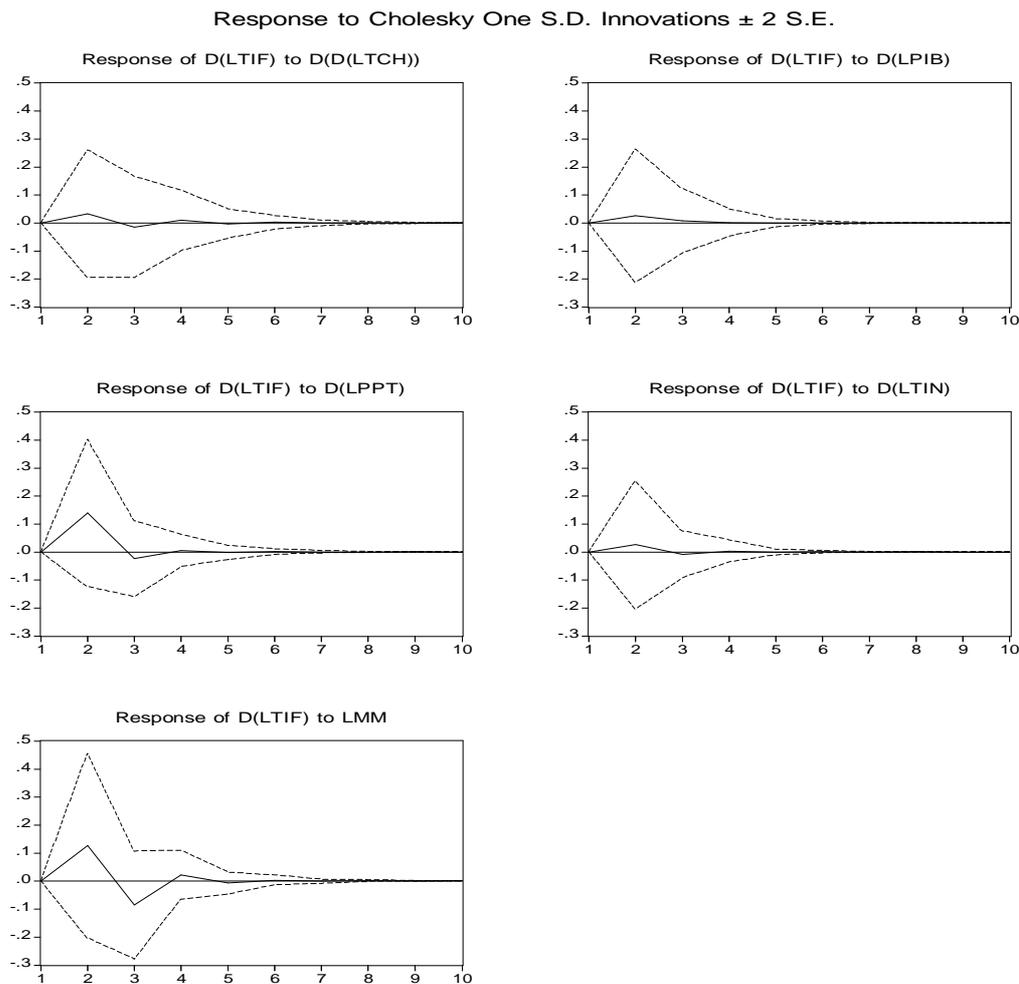
Il sera présenté dans ce qui suit la réponse de LTIF pour les chocs sur les variables LPIB, LMM, LTIN, LPPT et LTCH.

Tableau N°38 : Réponse impulsionnelles (analyse des chocs)

Period	D(D(LTCH))	D(LPIB)	D(LPPT)	D(LTIN)	LMM
1	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
2	0.032595	0.025372	0.139232	0.025050	0.125250
3	-0.015057	0.007778	-0.024912	-0.009595	-0.086274
4	0.008445	0.000616	0.004439	0.003058	0.021458
5	-0.003969	-0.000325	-0.002126	-0.000808	-0.008243
6	0.001705	-1.78E-05	0.000269	0.000292	0.003018
7	-0.000709	-2.14E-05	-1.42E-05	-5.42E-05	-0.000953
8	0.000286	5.16E-06	-2.89E-05	1.54E-05	0.000318
9	-0.000112	-1.41E-06	2.14E-05	-2.31E-07	-0.000103
10	4.29E-05	4.25E-07	-1.24E-05	-7.36E-07	3.19E-05

Source : résultat obtenu à partir du logiciel Eviews 4.0

Figure N°10 : Réponse impulsionnelles (analyse des chocs)



Source : résultat obtenu à partir du logiciel Eviews 4.0

Analysant les répercussions de ce choc des différentes variables explicatives sur le taux d'inflation sur dix périodes indiquent :

- Un choc sur le taux de change n'a aucun effet sur le taux d'inflation à la première période, et a un effet positif durant les périodes 2, 4, 6, 8 et 10, et un effet négatif durant les périodes 3, 5, 7 et 9 ;
- Un choc sur le produit intérieur brut n'a aucun effet sur le taux d'inflation à la première période, et a un effet positif durant les périodes 2, 3, 4, 8 et 10, et un effet négatif durant les périodes 5, 6, 7 et 9 ;
- Un choc sur les prix de pétrole n'a aucun effet sur le taux d'inflation à la première période, et engendre un effet positif durant les périodes 2, 4, 6 et 9, et un effet négatif durant les périodes 3, 5, 7, 8 et 10 ;
- Un choc sur le taux d'intérêt n'a pas d'effet sur le taux d'inflation à la première période, et engendre un effet positif durant les périodes 2, 4, 6 et 8, et un effet négatif durant les périodes 3, 5, 7, 9 et 10 ;
- Un choc sur la masse monétaire n'a aucun effet sur le taux d'inflation à la première période, et engendre un effet positif durant les périodes 2, 4, 6, 8 et 10, et un effet négatif durant les périodes 3, 5, 7 et 9 ;

2.6. La décomposition de la variance de l'erreur de prévision de LTIF

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°39 : Décomposition de la variance de l'erreur de prévision de LTIF

Pe-riod	S.E.	D(LTIF)	D(D(LTCH))	D(LPIB)	D(LPPT)	D(LTIN)	LMM
1	0.717164	100.0000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
2	0.790352	94.01166	0.170083	0.103058	3.103376	0.100455	2.511372
3	0.802380	92.87843	0.200238	0.109387	3.107434	0.111765	3.592750
4	0.803282	92.80744	0.210840	0.109200	3.103511	0.112963	3.656041
5	0.803389	92.79557	0.213225	0.109187	3.103387	0.113034	3.665597
6	0.803401	92.79390	0.213669	0.109184	3.103306	0.113044	3.666899
7	0.803402	92.79370	0.213746	0.109184	3.103297	0.113044	3.667030
8	0.803402	92.79367	0.213759	0.109184	3.103296	0.113044	3.667044
9	0.803402	92.79367	0.213760	0.109184	3.103296	0.113044	3.667046
10	0.803402	92.79367	0.213761	0.109184	3.103296	0.113044	3.667046

Source : résultat obtenu à partir du logiciel Eviews 4.0.

D'après les résultats obtenus dans le tableau ci-dessus, 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 94.01% à ses propres innovations. Tandis qu'aux autres innovations on remarque une faible contribution du TCH, du PIB, des PPT, du TIN, de la MM, où leurs innovations qui sont dues à 0.17%, 0.10%, 3.10%, 0.10%, et 2.51% 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 92.80% à ses propres innovations, à 0.20% aux innovations du TCH, à 0.10% aux innovations du PIB, à 3.10% aux innovations des PPT, à 0.11% aux innovations du TIN, à 3.65% aux innovations de MM.

Nous constatons que, la variance de l'erreur de prévision du taux d'inflation provient beaucoup plus des innovations de MM et des PPT.

Conclusion

Les déterminants de l'inflation dans les pays sont multiples avec la prédominance de la source monétaire. En effet, même si la monnaie reste pour la plupart des théories le principal déterminant de l'inflation, cela n'évite pas l'existence d'autres déterminants prouvés empiriquement tel que les prix du pétrole, le produit intérieur brut, le taux de change, le taux d'intérêt, les crédits à l'économie et l'indice des prix à l'importation peuvent être considéré comme des déterminants de l'inflation.

Nous avons essayé au long de ce travail de présenter et de modéliser les déterminants de l'inflation en Algérie. Les modèles élaborés permettent de réaliser des études à fréquences mensuelle (de janvier 2009 à décembre 2016), et annuelle (de l'année 1970 jusqu'à 2015), nous avons obtenu les résultats suivants :

✓ L'étude réalisée à fréquence mensuelle :

L'estimation par le modèle VAR sur les variables souligne, après les tests de stationnarité, que tous les coefficients sont non significatifs sauf l'IPC.

D'après le test de causalité de Granger, on constate qu'il n'y a pas de causalité au sens de Granger entre l'IPC et les autres variables explicatives.

En termes d'analyse de choc, nous constatons, selon les résultats de la décomposition de la variance des erreurs de prévision de LIPCS que plus au moins 93.95% de la variance du taux d'inflation (IPC) est constituée de lui-même. Les autres variables ne représentent pas plus de 6.01% dans le meilleur des cas. La variable CCT vient en premier lieu, suivie de la variable TCH. On constate que ce sont ces deux variables qui forment la variance du taux d'inflation.

✓ L'étude réalisée à fréquence annuelle :

L'estimation par le modèle VAR sur les variables souligne, après les tests de stationnarité, que tous les coefficients sont non significatifs sauf le TIF.

D'après le test de causalité de Granger, on constate qu'il n'y a pas de causalité au sens de Granger entre le taux d'inflation et les autres variables explicatives.

En termes d'analyse de choc, nous constatons, selon les résultats de la décomposition de la variance des erreurs de prévision de LTIF que plus au moins 92.79% de la variance du taux d'inflation est constituée de lui-même. Les autres variables ne représentent pas plus de 7.18% dans le meilleur des cas. La variable masse monétaire vient en premier lieu, suivie de la variable prix du pétrole. On constate que ce sont ces deux variables qui forment la variance du taux d'inflation.

L'origine de l'inflation reste un sujet de controverse entre les économistes. Plusieurs définitions ou causes ont été attribuées. Le contrôle de celle-ci n'est pas une tâche facile dans un pays comme l'Algérie qui dépend fortement des produits importés pour la consommation quotidienne et des exportations des hydrocarbures. Dans ce contexte, le contrôle de l'inflation devient de plus en plus compliqué et difficile pour les autorités monétaires.

L'objectif poursuivi dans ce travail consiste à analyser théoriquement et examiner empiriquement les facteurs déterminants le taux d'inflation en Algérie. Nous avons opté pour une analyse économétrique basée sur le modèle VAR sur des données mensuelles couvrant la période (janvier 2009 jusqu'à décembre 2016) et annuelles couvrant la période (1970-2015).

Dans le premier chapitre, on a présenté les concepts généraux sur l'inflation. Selon les économistes, l'inflation peut être due à un déséquilibre entre l'offre globale et la demande globale des biens et services de consommation, à la hausse des coûts des facteurs de production, à l'augmentation des prix des biens et services importés. Les monétaristes suggèrent que la masse monétaire est toujours l'origine de l'inflation. Dans la théorie quantitative de la monnaie, le niveau des prix dépend exclusivement de la quantité de monnaie en circulation.

A travers le deuxième chapitre, on a tracé l'évolution du taux d'inflation en Algérie durant la période de 1970 jusqu'à 2015 et la conduite de la politique monétaire en Algérie. Durant la décennie 1990-2000, l'inflation en Algérie enregistre des seuils élevés qui varient entre 11.4% en 1990 ; 29.8% en 1996 et 18.8% en 1998. La politique monétaire en Algérie a eu comme objectif essentiel la stabilité des prix à travers la stabilité monétaire. Pour atteindre cet objectif, la banque d'Algérie a utilisé dans sa conduite de la politique monétaire des instruments à savoir : la reprise de liquidités, facilité de dépôts et réserves obligatoires. Ces instruments ont été utilisés au moment où la situation monétaire en Algérie s'est caractérisée par un excès de liquidité, dans le but d'absorber cette liquidité et réduire le taux d'inflation. Suite au choc pétrolier de 2014, la conduite de la politique monétaire a changé d'orientation.

Dans le troisième chapitre, notre objectif était d'étudier les déterminants de l'inflation en Algérie en utilisant une analyse empirique basée sur la modélisation vectorielle.

- Les résultats de notre analyse sur les données mensuelles sont les suivants :

Les résultats d'estimation par la méthode des MCO (la régression multiple), indiquent que les prix de pétrole, le taux de change et l'indice de valeur unitaire sont les variables qui expliquent l'inflation. En effet, une augmentation de 1% des PPT, TCH et IVU engendre une hausse de 0.01%, 0.40% et 0.24% respectivement de l'IPC.

Les résultats du modèle VAR montrent que dans l'équation LIPCS (-1), d'après les statistiques de chaque coefficient, on remarque qu'ils sont statistiquement non significatifs sauf le coefficient de la variable LIPCS. En outre, 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, un choc sur toutes les variables explicatives n'a aucun effet sur l'indice des prix à la consommation à la première période, et un choc sur les variables M1 et TCH, génère un effet positif sur l'IPC de la 2^{ème} jusqu'à la 10^{ème} période, un choc sur les variables CCT, TIN et IVU génère un effet négatif sur l'IPC de la 2^{ème} jusqu'à la 10^{ème} période.

L'analyse de la décomposition de l'IPC indique que, la variance de l'erreur de prévision du taux d'inflation provient des innovations de la variable elle-même et des innovations des variables CCT et du TCH.

- Les résultats de notre analyse sur les données annuelles sont les suivants :

Les résultats d'estimation par la méthode de MCO, indiquent que le taux de change et le taux d'intérêt sont les variables qui expliquent l'inflation. En effet, une augmentation de 1% du taux de change engendre baisse de 0.57% du taux d'inflation, et une hausse de 1% du taux d'intérêt engendre une hausse de 0.98% du taux d'inflation.

Selon les résultats d'estimation de VAR, dans l'équation LTIF (-1), on remarque que les tous les coefficients sont statistiquement non significatifs sauf le coefficient de la variable LTIF.

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, un choc sur toutes les variables explicatives n'a aucun effet sur l'indice des prix à la consommation à la première

période, et un choc sur les variables TCH, PIB, PPT, MM et TIN génère un effet positif et négatif sur le taux d'inflation.

D'après les résultats de l'analyse de la décomposition de la variable endogène TIF, nous constatons que, la variance de l'erreur de prévision du taux d'inflation provient beaucoup plus des innovations de MM et des PPT.

L'analyse de la décomposition de l'IPC indique que, la variance de l'erreur de prévision du taux d'inflation provient des innovations de la variable elle-même et des innovations des variables CCT et du TCH.

Les résultats obtenus de l'estimation des variables à travers l'application du modèle VAR, affirment notre hypothèse qui stipule que l'inflation en Algérie peut être expliquée par la masse monétaire et les prix de pétrole.

Bibliographie

Ouvrages

- ASENSIO. A, *Le fonctionnement des économies de marché*, 1^{ère} édition, Ed de Boeck Université, Paris, avril 2008.
- BENHALIMA. A, *Le système bancaire algérien textes et réalité*, Alger, 1996.
- BERANARD.B et YVES. S, *Initiation à la macroéconomie*, 9^{ème} édition, Ed DUNOD, Paris, 2007.
- BOURBOUNNAIS REGIS, *Econométrie MANUEL ET EXERCICES CORRIGES*, 6^{ème} édition, Ed Dunod, Paris, 2005.
- DOR Eric, *Econométrie*, Ed Pearson Education, France, 2009.
- Guerrien Bernard, *MONNAIE ET INFLATION*, Ed ECONOMICA, Paris, 1984.
- Jalladeau.J, *introduction à la macroéconomie : modélisation de base et redéploiements théoriques contemporains*, Ed de Boeck Université, 1998.
- JESSUA. C, C. LABROUSSE et D. VITRY, *Macroéconomie*, 1^{ère} édition, Ed Presse Université de France, 1989.
- J. L.Dagut, *500 Notions économiques indispensables*, Ed Studyrama, 2005.
- J. Robinson, John. E, *L'économie moderne*, Ed EDISCIENCE, Paris, 1976.
- LONGATTE.J, VANHOVE.P, *Economie générale en 36 fiches*, 5^{ème} édition, Ed DUNOD, Paris, 2007.
- M.FRIEDMAN, *Inflation et système monétaire*, Ed Calmann-Lévy, traduction française, Paris, 1969.
- Tacheix Thierry, *L'essentiel de la macroéconomie*, 4^{ème} édition, Paris, 2008.

Dictionnaires

- Beitone Alain et Dollo Christine, *Dictionnaire des sciences économique*, Ed Armand Colin Editeur, Paris, 1991.
- CAZORLA Antoine et Anne-Mary DRAI, *Dictionnaire des sciences économiques*, 2^{ème} édition, ARMAND COLIN, Paris, 2007.
- Clerc.D, *Dictionnaire des questions économiques*, Ed de l'Atelier, Paris, 1997.

Revues

- Bikai J. Landry, Batoumen M. Hardit, Fossou A. Leroy : « Déterminants de l'inflation dans la CEMAC : le rôle de la monnaie », BEAC Working Paper – BWP, 2016, N° 05/16.
- ILMANE Mohamed Chérif, « Réflexion sur la politique monétaire en Algérie : objectifs, instruments résultats », revue 2005 (n° 75).
- Marc Lavoie, « Etat social, employeur de dernier recours et théorie post keynésienne », Revue Française de Socio-Economie 2009/1 (n° 3).
- Qaiser Aet Shabbir A, « The determinants of inflation in India: The bounds test analysis », International Journal of Economics and Financial Issues, 2016, 6(2), 544-550.
- Tanjil H, « An economic analysis of the determinants of inflation in Bangladesh », the international journal of social sciences, May 2013. Vol.11 No.1.

Rapports

- Rapport de la Banque d'Algérie, 2004, 2006, 2011, 2012, 2013, 2015, « Evolution économique et monétaire en Algérie ».

Thèses et mémoires

- Bedjaoui Zahira, « la relation monnaie –inflation dans le contexte de l'économie Algérienne », Thèse de doctorat en science économique, Université Abou-Belkaid Tlemcen, 2013-2014.
- Boujelbene Dammak T et Boujelbene Y, « Déterminants de long terme et dynamique de court terme de l'inflation en Tunisie », Tunisie, 2003.
- Cyrille NSENGIYUMVA, « Etude empirique des déterminants de l'inflation au Burundi », Rapport de recherche pour l'obtention du diplôme de Maîtrise en Sciences Economiques, Université de Montréal, Juin 2011.
- Osama El Baz, « The determinants of inflation in Egypt: An empirical Study (1991-2012) », 12 May 2014.

Sites internet

- <http://www.bank-of-algeria.dz/html/rapport.htm>
- <http://www.bceao.int/IMG/pdf/er02007>
- <http://www.bis.org/publ/bppdf/bispap08>
- http://www.faseg.net/includes/memoires/2009/MA_E_2009_0001
- <http://www.imf.org/external/pubs/ft/wp/2001/wp01198>
- <https://www.mpra.ub.uni-muenchen.de/56978>
- <https://www.nrb.org.np>
- www.ons.dz
- <https://www.Tljoss.com>

Présentation des données mensuelles

Obs	CCT	IPC	IVU	M1	PPT	TCH	TIN
janv-09	1187.1	126.98	221.9	4899.4	43.29	71.39	1.42
févr-09	1195.7	128.91	195.7	4794.2	43.26	72.22	1.35
mars-09	1204.2	130.5	212	4823.5	46.54	72.93	1.35
avr-09	1221.4	130.81	205.8	4920.8	50.19	73.12	1.35
mai-09	1233.2	127.84	207.3	4818	57.38	72.62	1.35
juin-09	1163.8	128.25	210	4783.4	68.61	73.16	1.35
juil-09	1166.9	130.24	208.6	4761	64.46	73.11	1.35
août-09	1162.7	132.4	185.1	4801	72.52	72.98	1.35
sept-09	1197.5	133.96	192	4851.3	67.61	72.59	1.35
oct-09	1238.8	134.23	232.7	4850.9	72.77	72.26	1.35
nov-09	1274.7	134.56	209	4832	76.65	72.25	1.35
déc-09	1319.7	134.55	226.1	4949.8	74.46	72.93	1.35
janv-10	1296.1	133.52	209.3	4901	76.17	72.92	1.19
févr-10	1383.1	134.26	202.9	4993.6	73.64	73.52	1.19
mars-10	1368.8	135.29	197.3	5073.7	78.83	73.45	1.19
avr-10	1405.4	134.03	211.5	5086.5	84.84	73.6	1.19
mai-10	1240.1	135.86	199.1	5160.9	75.31	74.83	1.19
juin-10	1292.1	136.08	198.6	5245.5	74.76	75.63	1.19
juil-10	1356.9	135.4	192.9	539151	75.39	74.96	1.19
août-10	1362.3	137.64	208.2	5395.9	77.09	75.42	1.19
sept-10	1	137.28	222.3	5488.7	77.77	75.36	1.2
oct-10	1412.3	138.01	216.2	5630.7	82.67	74.2	1.19
nov-10	1426.9	139.17	242.8	5	85.29	74.36	1.14
déc-10	1	138.22	236.2	5	91.47	74.38	1.11
janv-11	1289.9	138.29	244.3	5792.3	96.61	73.39	1.09
févr-11	1	138.93	229.5	5888.8	103.73	72.87	1.09
mars-11	1288.3	139.94	257.3	6042.5	114.64	72.31	1.07
avr-11	1352.3	140.11	275.3	6144.7	123.21	71.71	1.06
mai-11	1365.1	141.13	265.6	6275.8	114.41	72.16	1.06
juin-11	1292.4	141.1	269.1	6133.2	114.03	71.94	1.06
juil-11	1307.9	142.47	278	6412.9	116.75	72.12	1.06
août-11	1382.2	145.51	267.4	6639.2	110.38	72.09	1.06
sept-11	1405.5	144.32	249.2	6556.4	112.84	73.33	1.06
oct-11	1394.4	145.55	254.5	6731.9	109.55	73.61	1.06
nov-11	1418.3	146.02	274	6901.3	110.61	73.86	1.06
déc-11	1	145.32	268.3	7	107.87	74.83	1.06
janv-12	1293.6	148.71	253.5	7255.3	110.68	76.23	1.06
févr-12	1365.9	151.91	239.4	7391.7	119.44	74.79	1.06
mars-12	1368.9	154.11	245.3	7499.9	125.45	74.41	1.06
avr-12	1356.4	155.49	260.8	7384.4	119.75	74.14	1.06
mai-12	1381.1	153.8	252.6	7399.6	110.17	75	1.06

juin-12	1396.5	153.34	251.4	7523.5	95.16	77.71	1.06
juil-12	1428.6	154.16	251.2	7640.3	102.54	80.69	1.06
août-12	1	155.97	246.1	7558.2	11336	81.14	1.06
sept-12	1439.4	156.9	263.4	7675.2	11305	79.46	0.23
oct-12	1440.6	159.95	257.2	7813.4	11170	79.2	0.23
nov-12	1461.2	157.83	281.4	7878.9	10914	79.41	0.23
déc-12	1	158.48	278.2	7	10946	78.18	0.31
janv-13	1343.1	160.33	250.7	7843.7	11295	77.93	0.31
févr-13	1315.1	160.09	267.3	7889.8	11613	77.86	0.31
mars-13	1314.9	160.91	264.3	7922.1	10850	78.73	0.31
avr-13	1347.7	160.25	278.5	7	10195	78.66	0.28
mai-13	1348.1	159.11	253.8	7667.8	10253	78.88	0.28
juin-13	1419.4	160.22	264.2	7674.2	10292	78.74	0.28
juil-13	1	159.58	258.4	7964.2	10783	79.38	0.41
août-13	1	161.08	240.7	8073.7	11129	80.3	0.41
sept-13	1508.6	160.31	246.8	8135.4	11173	81.59	0.41
oct-13	1544.9	160.15	263.1	8186.6	10908	81.34	0.31
nov-13	1549.7	158.87	273.5	8295.6	10796	80.31	0.31
déc-13	1423.4	160.3	252.3	8249.8	11076	78.65	0.31
janv-14	1410.9	161.4	256.8	8483.1	10812	78.01	0.31
févr-14	1427.8	161	251.2	8541.6	10891	77.64	0.31
mars-14	1366.6	162.3	248.7	8847.8	10748	78.5	0.31
avr-14	1429.3	161.3	276.3	8780.2	10766	78.6	0.31
mai-14	1440.1	161.8	250	8845.4	10952	79.15	0.31
juin-14	1509.6	164.7	269.2	8932.9	11180	79.27	0.33
juil-14	1615.1	164.9	276.6	9289.2	10686	79.83	0.34
août-14	1621.9	165.5	259.5	9407.2	10166	80.32	0.34
sept-14	1667.9	166.6	254.7	9418.7	9729	82.72	0.34
oct-14	1688.3	170	244.5	9565.1	8746	83.84	0.34
nov-14	1690.3	169	256.7	9707.7	7900	85.98	0.34
déc-14	1606.7	168.72	247.4	9	6251	87.9	0.34
janv-15	1570.2	168.91	250.6	9625.5	4771	92.9	0.34
févr-15	1601.6	170	250.2	9282.7	5810	94.93	0.34
mars-15	1614.6	171.21	263.8	9325.8	5589	97.55	0.34
avr-15	1614.3	170.64	273.2	9339.5	5961	97.21	0.35
mai-15	1643.9	171.36	263.3	9398.4	6404	99.57	1.78
juin-15	1718.3	172.14	263.6	9362.3	6147	99.02	2.5
juil-15	1770.9	170.98	262.8	9444.4	5656	99.54	2.5
août-15	1793.4	172.85	268.5	9384.5	4652	106.1	0.63
sept-15	1827.7	176.8	262.5	9418.6	4762	106.05	0.43
oct-15	1823.9	176.07	288.6	9381.7	4843	106.19	1.17
nov-15	1897.7	174	274.3	9421.2	4427	108.056	0.96
déc-15	1710.6	176.08	270.4	9261.1	3805	107.101	0.52
janv-16	1710.4	177.42	248.5	9598.9	3069	107.14	0.36

févr-16	1	177.06	258.2	9	3220	108.592	0.58
mars-16	1691.4	180.36	279.6	9426.8	3832	108.47	0.34
avr-16	1	182.07	274.9	9618.2	4158	109.069	0.34
mai-16	1744.6	183.31	282.8	9745.7	4679	110.37	0.34
juin-16	1835.9	185.79	278.2	9530.4	4825	110.43	0.35
juil-16	1905.7	184.9	271.8	9533.3	4495	110.198	0.35
août-16	1960.1	185.67	261.5	9715.7	4558	109.588	0.6
sept-16	2006.5	186.37	280	9718.9	4657	109.62	0.95
oct-16	2046.4	185.14	284.4	9718.9	4952	109.955	1.29
nov-16	2037.1	187.97	250.2	9660.3	4473	110.935	1.79
déc-16	1992.8	188.33	286.1	9541.9	5331	110.397	2.2

Source : *La banque d'Algérie*

Présentation des données annuelles

Obs	MM	PIB	PPT	TCH	TIF	TIN
1970	12.51183282	4863487558	1.8	4.93	4.80	6.59
1971	6.500956294	5077222325	2.24	4.91	2.80	2.62
1972	30.26214919	6761786485	2.48	4.48	4.00	3.65
1973	12.2553676	8715106139	3.29	3.96	6.90	6.17
1974	26.5590848	13209713766	11.58	4.18	2.80	4.69
1975	30.95847514	15557934473	11.53	3.94	8.60	8.23
1976	29.20469115	17728348385	12.8	4.16	8.30	9.43
1977	19.14271982	20971901065	13.92	4.14	11	11.93
1978	29.85129441	26364491684	14.02	3.96	15.60	17.55
1979	18.12955297	33243421341	31.61	3.85	10.40	11.34
1980	17.38050027	42345276290	36.83	3.83	9.5	9.51
1981	16.69316653	44348670716	35.93	4.31	14.6	14.65
1982	26.32610675	45207090661	32.97	4.59	6.5	6.54
1983	20.33288143	48801372218	29.55	4.78	6	5.96
1984	17.35110037	53698280328	28.78	4.98	8.1	8.11
1985	14.96693249	57937867712	27.56	5.02	10.5	10.48
1986	1.409870249	63696299981	14.43	4.70	12.4	12.37
1987	13.60254579	66742269086	18.4350301	4.84	7.4	7.44
1988	13.59870704	59089065518	14.9238488	5.91	5.9	5.91
1989	5.182199869	55631488295	18.2261213	7.60	9.3	9.30
1990	11.41555151	62045098375	23.7258125	8.95	17.9	6.65
1991	20.80275227	45715367087	20.0004369	8.47	25.9	5.88
1992	31.27487454	48003298223	19.3236559	2.83	31.7	1.66
1993	7.2966488	49946455211	16.9634412	3.34	20.5	2.54
1994	15.70480658	42542571306	15.8626591	5.05	29.0	9.04
1995	9.463581997	41764052458	17.0166875	4.66	29.8	9.77
1996	14.6446524	46941496780	20.6683721	5.74	18.7	8.67
1997	18.25953905	48177862502	19.0925486	7.70	5.7	5.73
1998	19.57202629	48187747529	12.7154786	8.73	5	4.95
1999	13.94715991	48640611686	17.9707821	6.57	2.6	2.64
2000	14.1315363	54790060513	28.4992188	28.25	0.33	0.33
2001	54.0514619	54744714110	24.4430506	24.21	4.22	4.22
2002	18.0521346	56760288396	25.0255814	25.68	1.4	1.41
2003	16.3061583	67863829705	28.8303125	29.39	4.3	4.26
2004	10.4512283	85324998959	38.2	38.06	1.4	3.96
2005	11.6936553	1.03198e+16	54.5210942	74.27	1.9	1.38
2006	19.6447693	1.17027e+16	65.1440625	65.64	1.8	2.31
2007	23.0907221	1.34977e+16	72.3890314	74.29	3.9	3.67
2008	16.0370899	1.71001e+16	97.2557626	99	4.9	4.86
2009	4.84083704	1.37211e+16	61.6712221	62.64	5.7	5.73
2010	13.548173	1.61207e+16	79.4955968	80	3.9	3.91
2011	19.9070552	2.00013e+16	111.255761	112	5.54	4.52
2012	10.9369859	2.09047e+16	111.669381	111	8.9	8.89
2013	8.4099937	2.09704e+16	108.655787	109	3.30	3.25
2014	14.4236703	2.13518e+16	98.9469051	100	2.92	2.91
2015	0.29712759	1.66839e+16	52.3868933	53.1	4.8	4.78

Source : La banque d'Algérie, l'ONS, DGT.

Présentation des résultats des tests de racine unitaire (DF et ADF) basés sur des données mensuelles

Modèle [3] LIPC

ADF Test Statistic	-2.930065	1% Critical Value*	-4.0570
		5% Critical Value	-3.4571
		10% Critical Value	-3.1542

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LIPC)

Method: Least Squares

Date: 05/13/17 Time: 12:57

Sample(adjusted): 2009:02 2016:12

Included observations: 95 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LIPC(-1)	-0.170043	0.058034	-2.930065	0.0043
C	0.828734	0.281408	2.944955	0.0041
@TREND(2009:01)	0.000675	0.000233	2.896578	0.0047
R-squared	0.085366	Mean dependent var		0.004149
Adjusted R-squared	0.065483	S.D. dependent var		0.008942
S.E. of regression	0.008645	Akaike info criterion		-6.632684
Sum squared resid	0.006875	Schwarz criterion		-6.552036
Log likelihood	318.0525	F-statistic		4.293334
Durbin-Watson stat	1.957390	Prob(F-statistic)		0.016496

Modèle [3] LTIN

ADF Test Statistic	-2.001669	1% Critical Value*	-4.0570
		5% Critical Value	-3.4571
		10% Critical Value	-3.1542

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LTIN)

Method: Least Squares

Date: 05/13/17 Time: 13:04

Sample(adjusted): 2009:02 2016:12

Included observations: 95 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LTIN(-1)	-0.118759	0.059330	-2.001669	0.0483
C	-0.027543	0.068836	-0.400123	0.6900
@TREND(2009:01)	-0.000268	0.001438	-0.186616	0.8524
R-squared	0.052260	Mean dependent var		0.004608
Adjusted R-squared	0.031657	S.D. dependent var		0.331027
S.E. of regression	0.325745	Akaike info criterion		0.625668
Sum squared resid	9.762123	Schwarz criterion		0.706317
Log likelihood	-26.71923	F-statistic		2.536540

Durbin-Watson stat 1.686706 Prob(F-statistic) 0.084663

Modèle [2] LTIN

ADF Test Statistic -2.256345 1% Critical Value* -3.5000
5% Critical Value -2.8918
10% Critical Value -2.5827

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(LTIN)
Method: Least Squares
Date: 05/13/17 Time: 13:05
Sample(adjusted): 2009:02 2016:12
Included observations: 95 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LTIN(-1)	-0.112885	0.050030	-2.256345	0.0264
C	-0.038194	0.038278	-0.997812	0.3210
R-squared	0.051902	Mean dependent var	0.004608	
Adjusted R-squared	0.041707	S.D. dependent var	0.331027	
S.E. of regression	0.324051	Akaike info criterion	0.604994	
Sum squared resid	9.765818	Schwarz criterion	0.658760	
Log likelihood	-26.73720	F-statistic	5.091091	
Durbin-Watson stat	1.695735	Prob(F-statistic)	0.026392	

Modèle [1] LTIN

ADF Test Statistic -2.028513 1% Critical Value* -2.5875
5% Critical Value -1.9435
10% Critical Value -1.6175

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(LTIN)
Method: Least Squares
Date: 05/13/17 Time: 13:06
Sample(adjusted): 2009:02 2016:12
Included observations: 95 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LTIN(-1)	-0.088145	0.043453	-2.028513	0.0453
R-squared	0.041752	Mean dependent var	0.004608	
Adjusted R-squared	0.041752	S.D. dependent var	0.331027	
S.E. of regression	0.324043	Akaike info criterion	0.594590	
Sum squared resid	9.870368	Schwarz criterion	0.621473	
Log likelihood	-27.24302	Durbin-Watson stat	1.718910	

Modèle [3] LM1

ADF Test Statistic	-8.874161	1% Critical Value*	-4.0570
		5% Critical Value	-3.4571
		10% Critical Value	-3.1542

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LM1)

Method: Least Squares

Date: 05/11/17 Time: 18:56

Sample(adjusted): 2009:02 2016:12

Included observations: 95 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LM1(-1)	-0.922438	0.103946	-8.874161	0.0000
C	7.468346	0.932397	8.009835	0.0000
@TREND(2009:01)	0.006494	0.007212	0.900376	0.3703
R-squared	0.461220	Mean dependent var		0.007017
Adjusted R-squared	0.449508	S.D. dependent var		2.586876
S.E. of regression	1.919337	Akaike info criterion		4.172907
Sum squared resid	338.9148	Schwarz criterion		4.253555
Log likelihood	-195.2131	F-statistic		39.37811
Durbin-Watson stat	1.988756	Prob(F-statistic)		0.000000

Modèle [2] LM1

ADF Test Statistic	-8.837677	1% Critical Value*	-3.5000
		5% Critical Value	-2.8918
		10% Critical Value	-2.5827

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LM1)

Method: Least Squares

Date: 05/11/17 Time: 18:58

Sample(adjusted): 2009:02 2016:12

Included observations: 95 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LM1(-1)	-0.913720	0.103389	-8.837677	0.0000
C	7.706584	0.893154	8.628506	0.0000
R-squared	0.456473	Mean dependent var		0.007017
Adjusted R-squared	0.450628	S.D. dependent var		2.586876
S.E. of regression	1.917383	Akaike info criterion		4.160627
Sum squared resid	341.9012	Schwarz criterion		4.214393
Log likelihood	-195.6298	F-statistic		78.10454
Durbin-Watson stat	1.987567	Prob(F-statistic)		0.000000

Modèle [3] LCCT

ADF Test Statistic	-9.609267	1% Critical Value*	-4.0570
		5% Critical Value	-3.4571
		10% Critical Value	-3.1542

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LCCT)

Method: Least Squares

Date: 05/11/17 Time: 18:03

Sample(adjusted): 2009:02 2016:12

Included observations: 95 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LCCT(-1)	-1.001997	0.104274	-9.609267	0.0000
C	6.299675	0.810873	7.769005	0.0000
@TREND(2009:01)	0.004996	0.008520	0.586409	0.5590
R-squared	0.500961	Mean dependent var		0.005453
Adjusted R-squared	0.490112	S.D. dependent var		3.185650
S.E. of regression	2.274760	Akaike info criterion		4.512695
Sum squared resid	476.0568	Schwarz criterion		4.593344
Log likelihood	-211.3530	F-statistic		46.17711
Durbin-Watson stat	1.999411	Prob(F-statistic)		0.000000

Modèle [2] LCCT

ADF Test Statistic	-9.626219	1% Critical Value*	-3.5000
		5% Critical Value	-2.8918
		10% Critical Value	-2.5827

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LCCT)

Method: Least Squares

Date: 05/11/17 Time: 18:04

Sample(adjusted): 2009:02 2016:12

Included observations: 95 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LCCT(-1)	-0.999075	0.103787	-9.626219	0.0000
C	6.520446	0.715638	9.111371	0.0000
R-squared	0.499095	Mean dependent var		0.005453
Adjusted R-squared	0.493709	S.D. dependent var		3.185650
S.E. of regression	2.266721	Akaike info criterion		4.495374
Sum squared resid	477.8362	Schwarz criterion		4.549139
Log likelihood	-211.5302	F-statistic		92.66410
Durbin-Watson stat	1.998448	Prob(F-statistic)		0.000000

Modèle [3] LTCH

ADF Test Statistic	-1.450714	1% Critical Value*	-4.0580
		5% Critical Value	-3.4576
		10% Critical Value	-3.1545

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LTCH)

Method: Least Squares

Date: 05/11/17 Time: 23:24

Sample(adjusted): 2009:03 2016:12

Included observations: 94 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LTCH(-1)	-0.028537	0.019671	-1.450714	0.1503
D(LTCH(-1))	0.279954	0.101160	2.767448	0.0069
C	0.118950	0.082344	1.444551	0.1521
@TREND(2009:01)	0.000210	0.000105	1.992934	0.0493
R-squared	0.129674	Mean dependent var		0.004515
Adjusted R-squared	0.100664	S.D. dependent var		0.013927
S.E. of regression	0.013208	Akaike info criterion		-5.774381
Sum squared resid	0.015700	Schwarz criterion		-5.666156
Log likelihood	275.3959	F-statistic		4.469861
Durbin-Watson stat	2.044478	Prob(F-statistic)		0.005670

Modèle [2] LTCH

ADF Test Statistic	0.583313	1% Critical Value*	-3.5007
		5% Critical Value	-2.8922
		10% Critical Value	-2.5829

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LTCH)

Method: Least Squares

Date: 05/11/17 Time: 23:26

Sample(adjusted): 2009:03 2016:12

Included observations: 94 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LTCH(-1)	0.005687	0.009750	0.583313	0.5611
D(LTCH(-1))	0.283009	0.102786	2.753366	0.0071
C	-0.021907	0.042935	-0.510239	0.6111
R-squared	0.091266	Mean dependent var		0.004515
Adjusted R-squared	0.071294	S.D. dependent var		0.013927
S.E. of regression	0.013422	Akaike info criterion		-5.752473
Sum squared resid	0.016393	Schwarz criterion		-5.671304
Log likelihood	273.3662	F-statistic		4.569666

Durbin-Watson stat	2.031032	Prob(F-statistic)	0.012849
--------------------	----------	-------------------	----------

Modèle [1] LTCH

ADF Test Statistic	2.163865	1% Critical Value*	-2.5878
		5% Critical Value	-1.9435
		10% Critical Value	-1.6175

*Mackinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LTCH)

Method: Least Squares

Date: 05/11/17 Time: 23:29

Sample(adjusted): 2009:03 2016:12

Included observations: 94 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LTCH(-1)	0.000715	0.000331	2.163865	0.0331
D(LTCH(-1))	0.294477	0.099895	2.947860	0.0041
R-squared	0.088666	Mean dependent var		0.004515
Adjusted R-squared	0.078761	S.D. dependent var		0.013927
S.E. of regression	0.013368	Akaike info criterion		-5.770892
Sum squared resid	0.016440	Schwarz criterion		-5.716780
Log likelihood	273.2319	Durbin-Watson stat		2.039656

Modèle [1] LTCH en 1^{ère} différence

ADF Test Statistic	-4.793557	1% Critical Value*	-2.5880
		5% Critical Value	-1.9436
		10% Critical Value	-1.6175

*Mackinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LTCH,2)

Method: Least Squares

Date: 05/11/17 Time: 23:34

Sample(adjusted): 2009:04 2016:12

Included observations: 93 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LTCH(-1))	-0.560163	0.116858	-4.793557	0.0000
D(LTCH(-1),2)	-0.123320	0.103990	-1.185881	0.2388
R-squared	0.330125	Mean dependent var		-0.000157
Adjusted R-squared	0.322764	S.D. dependent var		0.016600
S.E. of regression	0.013661	Akaike info criterion		-5.727236
Sum squared resid	0.016983	Schwarz criterion		-5.672772
Log likelihood	268.3165	Durbin-Watson stat		2.027195

Modèle [3] LIVU

ADF Test Statistic	-3.128254	1% Critical Value*	-4.0580
		5% Critical Value	-3.4576
		10% Critical Value	-3.1545

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LIVU)

Method: Least Squares

Date: 05/11/17 Time: 18:19

Sample(adjusted): 2009:03 2016:12

Included observations: 94 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LIVU(-1)	-0.264402	0.084521	-3.128254	0.0024
D(LIVU(-1))	-0.233165	0.103052	-2.262595	0.0261
C	1.426972	0.453488	3.146658	0.0022
@TREND(2009:01)	0.000714	0.000329	2.166497	0.0329
R-squared	0.222936	Mean dependent var		0.004040
Adjusted R-squared	0.197034	S.D. dependent var		0.060684
S.E. of regression	0.054378	Akaike info criterion		-2.944079
Sum squared resid	0.266131	Schwarz criterion		-2.835854
Log likelihood	142.3717	F-statistic		8.606882
Durbin-Watson stat	2.027859	Prob(F-statistic)		0.000044

Modèle [2] LIVU

ADF Test Statistic	-2.251500	1% Critical Value*	-3.5007
		5% Critical Value	-2.8922
		10% Critical Value	-2.5829

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LIVU)

Method: Least Squares

Date: 05/11/17 Time: 18:20

Sample(adjusted): 2009:03 2016:12

Included observations: 94 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LIVU(-1)	-0.121875	0.054131	-2.251500	0.0268
D(LIVU(-1))	-0.311536	0.098434	-3.164933	0.0021
C	0.676148	0.298361	2.266211	0.0258
R-squared	0.182411	Mean dependent var		0.004040
Adjusted R-squared	0.164442	S.D. dependent var		0.060684
S.E. of regression	0.055471	Akaike info criterion		-2.914518
Sum squared resid	0.280010	Schwarz criterion		-2.833349
Log likelihood	139.9824	F-statistic		10.15142
Durbin-Watson stat	2.077586	Prob(F-statistic)		0.000105

Modèle [1] LIVU

ADF Test Statistic	0.729073	1% Critical Value*	-2.5878
		5% Critical Value	-1.9435
		10% Critical Value	-1.6175

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LIVU)

Method: Least Squares

Date: 05/11/17 Time: 18:21

Sample(adjusted): 2009:03 2016:12

Included observations: 94 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LIVU(-1)	0.000774	0.001061	0.729073	0.4678
D(LIVU(-1))	-0.370679	0.097021	-3.820618	0.0002
R-squared	0.136269	Mean dependent var		0.004040
Adjusted R-squared	0.126881	S.D. dependent var		0.060684
S.E. of regression	0.056704	Akaike info criterion		-2.880893
Sum squared resid	0.295813	Schwarz criterion		-2.826781
Log likelihood	137.4020	Durbin-Watson stat		2.112090

Modèle [1] LIVU en 1^{ère} différence

ADF Test Statistic	-9.714614	1% Critical Value*	-2.5880
		5% Critical Value	-1.9436
		10% Critical Value	-1.6175

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LIVU,2)

Method: Least Squares

Date: 05/11/17 Time: 18:22

Sample(adjusted): 2009:04 2016:12

Included observations: 93 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LIVU(-1))	-1.644678	0.169299	-9.714614	0.0000
D(LIVU(-1),2)	0.216528	0.103687	2.088290	0.0396
R-squared	0.684274	Mean dependent var		0.000581
Adjusted R-squared	0.680804	S.D. dependent var		0.098668
S.E. of regression	0.055745	Akaike info criterion		-2.914791
Sum squared resid	0.282782	Schwarz criterion		-2.860326
Log likelihood	137.5378	Durbin-Watson stat		2.039914

Présentation des résultats des tests de racine unitaire (DF et ADF) basés sur des données annuelles

Modèle [3] LMM

ADF Test Statistic	-4.518122	1% Critical Value*	-4.1728
		5% Critical Value	-3.5112
		10% Critical Value	-3.1854

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(LMM)
 Method: Least Squares
 Date: 05/15/17 Time: 16:02
 Sample(adjusted): 1971 2015
 Included observations: 45 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LMM(-1)	-0.940385	0.208136	-4.518122	0.0001
C	2.877353	0.644510	4.464402	0.0001
@TREND(1970)	-0.018002	0.009512	-1.892462	0.0653
R-squared	0.343900	Mean dependent var	-0.083117	
Adjusted R-squared	0.312658	S.D. dependent var	0.989507	
S.E. of regression	0.820362	Akaike info criterion	2.506198	
Sum squared resid	28.26572	Schwarz criterion	2.626642	
Log likelihood	-53.38945	F-statistic	11.00734	
Durbin-Watson stat	1.582028	Prob(F-statistic)	0.000143	

Modèle [2] LMM

ADF Test Statistic	-4.170052	1% Critical Value*	-3.5814
		5% Critical Value	-2.9271
		10% Critical Value	-2.6013

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(LMM)
 Method: Least Squares
 Date: 05/15/17 Time: 16:08
 Sample(adjusted): 1971 2015
 Included observations: 45 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LMM (-1)	-0.884606	0.212133	-4.170052	0.0001
C	2.312276	0.588065	3.932009	0.0003
R-squared	0.287954	Mean dependent var	-0.083117	
Adjusted R-squared	0.271395	S.D. dependent var	0.989507	
S.E. of regression	0.844627	Akaike info criterion	2.543584	

Sum squared resid	30.67599	Schwarz criterion	2.623880
Log likelihood	-55.23063	F-statistic	17.38934
Durbin-Watson stat	1.523279	Prob(F-statistic)	0.000145

Modèle [3] LPIB

ADF Test Statistic	-1.685602	1% Critical Value*	-4.1728
		5% Critical Value	-3.5112
		10% Critical Value	-3.1854

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LPIB)

Method: Least Squares

Date: 05/17/17 Time: 22:27

Sample(adjusted): 1971 2015

Included observations: 45 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LPIB(-1)	-0.126343	0.074954	-1.685602	0.0993
C	2.473423	1.559038	1.586506	0.1201
@TREND(1970)	0.056282	0.031521	1.785554	0.0814
R-squared	0.074968	Mean dependent var	0.334404	
Adjusted R-squared	0.030919	S.D. dependent var	1.739039	
S.E. of regression	1.711943	Akaike info criterion	3.977475	
Sum squared resid	123.0914	Schwarz criterion	4.097920	
Log likelihood	-86.49320	F-statistic	1.701917	
Durbin-Watson stat	1.911645	Prob(F-statistic)	0.194667	

Modèle [2] LPIB

ADF Test Statistic	-0.452977	1% Critical Value*	-3.5814
		5% Critical Value	-2.9271
		10% Critical Value	-2.6013

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LPIB)

Method: Least Squares

Date: 05/17/17 Time: 22:28

Sample(adjusted): 1971 2015

Included observations: 45 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LPIB(-1)	-0.021698	0.047902	-0.452977	0.6528
C	0.924076	1.327799	0.695946	0.4902
R-squared	0.004749	Mean dependent var	0.334404	
Adjusted R-squared	-0.018396	S.D. dependent var	1.739039	
S.E. of regression	1.754962	Akaike info criterion	4.006197	
Sum squared resid	132.4353	Schwarz criterion	4.086494	
Log likelihood	-88.13944	F-statistic	0.205188	
Durbin-Watson stat	1.971780	Prob(F-statistic)	0.652843	

Modèle [1] LPIB

ADF Test Statistic	1.170810	1% Critical Value*	-2.6143
		5% Critical Value	-1.9481
		10% Critical Value	-1.6196

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LPIB)

Method: Least Squares

Date: 05/17/17 Time: 22:29

Sample(adjusted): 1971 2015

Included observations: 45 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LPIB(-1)	0.010985	0.009382	1.170810	0.2480
R-squared	-0.006461	Mean dependent var		0.334404
Adjusted R-squared	-0.006461	S.D. dependent var		1.739039
S.E. of regression	1.744648	Akaike info criterion		3.972954
Sum squared resid	133.9270	Schwarz criterion		4.013102
Log likelihood	-88.39146	Durbin-Watson stat		2.014566

Modèle [1] LPIB en 1^{ère} différence

ADF Test Statistic	-6.339273	1% Critical Value*	-2.6155
		5% Critical Value	-1.9483
		10% Critical Value	-1.6197

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LPIB,2)

Method: Least Squares

Date: 05/17/17 Time: 22:32

Sample(adjusted): 1972 2015

Included observations: 44 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LPIB(-1))	-0.966391	0.152445	-6.339273	0.0000
R-squared	0.483085	Mean dependent var		-0.006584
Adjusted R-squared	0.483085	S.D. dependent var		2.491172
S.E. of regression	1.791074	Akaike info criterion		4.025973
Sum squared resid	137.9416	Schwarz criterion		4.066522
Log likelihood	-87.57140	Durbin-Watson stat		2.001102

Modèle [3] LPPT

ADF Test Statistic	-2.484213	1% Critical Value*	-4.1728
		5% Critical Value	-3.5112
		10% Critical Value	-3.1854

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LPPT)

Method: Least Squares

Date: 05/15/17 Time: 16:28

Sample(adjusted): 1971 2015

Included observations: 45 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LPPT(-1)	-0.191468	0.077074	-2.484213	0.0171
C	0.539335	0.164706	3.274527	0.0021
@TREND(1970)	0.005998	0.005747	1.043611	0.3026
R-squared	0.169978	Mean dependent var	0.074908	
Adjusted R-squared	0.130453	S.D. dependent var	0.323486	
S.E. of regression	0.301649	Akaike info criterion	0.505235	
Sum squared resid	3.821667	Schwarz criterion	0.625679	
Log likelihood	-8.367777	F-statistic	4.300520	
Durbin-Watson stat	1.817451	Prob(F-statistic)	0.019993	

Modèle [2] LPPT

ADF Test Statistic	-2.737952	1% Critical Value*	-3.5814
		5% Critical Value	-2.9271
		10% Critical Value	-2.6013

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LPPT)

Method: Least Squares

Date: 05/15/17 Time: 16:30

Sample(adjusted): 1971 2015

Included observations: 45 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LPPT(-1)	-0.127270	0.046484	-2.737952	0.0090
C	0.475308	0.153012	3.106352	0.0033
R-squared	0.148454	Mean dependent var	0.074908	
Adjusted R-squared	0.128650	S.D. dependent var	0.323486	
S.E. of regression	0.301961	Akaike info criterion	0.486391	
Sum squared resid	3.920768	Schwarz criterion	0.566687	
Log likelihood	-8.943799	F-statistic	7.496380	

Durbin-Watson stat 1.877684 Prob(F-statistic) 0.008957

Modèle [2] LPPT en 1^{ère} différence

ADF Test Statistic -5.836874 1% Critical Value* -3.5850
5% Critical Value -2.9286
10% Critical Value -2.6021

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LPPT,2)

Method: Least Squares

Date: 05/15/17 Time: 16:38

Sample(adjusted): 1972 2015

Included observations: 44 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LPPT(-1))	-0.952739	0.163228	-5.836874	0.0000
C	0.067337	0.051924	1.296842	0.2018

R-squared	0.447870	Mean dependent var	-0.019423
Adjusted R-squared	0.434724	S.D. dependent var	0.438929
S.E. of regression	0.330008	Akaike info criterion	0.664989
Sum squared resid	4.574021	Schwarz criterion	0.746089
Log likelihood	-12.62976	F-statistic	34.06910
Durbin-Watson stat	1.892239	Prob(F-statistic)	0.000001

Modèle [3] LTIF

ADF Test Statistic -2.489374 1% Critical Value* -4.1781
5% Critical Value -3.5136
10% Critical Value -3.1868

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LTIF)

Method: Least Squares

Date: 05/15/17 Time: 17:01

Sample(adjusted): 1972 2015

Included observations: 44 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LTIF(-1)	-0.318577	0.127975	-2.489374	0.0171
D(LTIF(-1))	-0.199044	0.149337	-1.332850	0.1901
C	0.888706	0.371122	2.394649	0.0214
@TREND(1970)	-0.011968	0.008201	-1.459422	0.1523

R-squared	0.251459	Mean dependent var	0.013631
Adjusted R-squared	0.195319	S.D. dependent var	0.719226

S.E. of regression	0.645175	Akaike info criterion	2.047917
Sum squared resid	16.65003	Schwarz criterion	2.210117
Log likelihood	-41.05418	F-statistic	4.479100
Durbin-Watson stat	2.027878	Prob(F-statistic)	0.008387

Modèle [2] LTIF

ADF Test Statistic	-2.080292	1% Critical Value*	-3.5850
		5% Critical Value	-2.9286
		10% Critical Value	-2.6021

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LTIF)

Method: Least Squares

Date: 05/15/17 Time: 17:02

Sample(adjusted): 1972 2015

Included observations: 44 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LTIF(-1)	-0.252312	0.121287	-2.080292	0.0438
D(LTIF(-1))	-0.223775	0.150403	-1.487835	0.1444
C	0.482709	0.249007	1.938538	0.0595
R-squared	0.211601	Mean dependent var		0.013631
Adjusted R-squared	0.173143	S.D. dependent var		0.719226
S.E. of regression	0.654005	Akaike info criterion		2.054341
Sum squared resid	17.53661	Schwarz criterion		2.175991
Log likelihood	-42.19551	F-statistic		5.502063
Durbin-Watson stat	2.005285	Prob(F-statistic)		0.007644

Modèle [1] LTIF

ADF Test Statistic	-0.734439	1% Critical Value*	-2.6155
		5% Critical Value	-1.9483
		10% Critical Value	-1.6197

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LTIF)

Method: Least Squares

Date: 05/15/17 Time: 17:03

Sample(adjusted): 1972 2015

Included observations: 44 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LTIF(-1)	-0.036422	0.049592	-0.734439	0.4668
D(LTIF(-1))	-0.337562	0.142951	-2.361377	0.0229
R-squared	0.139339	Mean dependent var		0.013631
Adjusted R-squared	0.118847	S.D. dependent var		0.719226
S.E. of regression	0.675136	Akaike info criterion		2.096584

Sum squared resid	19.14395	Schwarz criterion	2.177683
Log likelihood	-44.12484	Durbin-Watson stat	2.040696

Modèle [1] LTIF en 1^{ère} différence

ADF Test Statistic	-5.807412	1% Critical Value*	-2.6168
		5% Critical Value	-1.9486
		10% Critical Value	-1.6198

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LTIF,2)

Method: Least Squares

Date: 05/15/17 Time: 17:04

Sample(adjusted): 1973 2015

Included observations: 43 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LTIF(-1))	-1.482291	0.255241	-5.807412	0.0000
D(LTIF(-1),2)	0.094240	0.153412	0.614293	0.5424
R-squared	0.678244	Mean dependent var		0.003823
Adjusted R-squared	0.670397	S.D. dependent var		1.192366
S.E. of regression	0.684550	Akaike info criterion		2.125285
Sum squared resid	19.21296	Schwarz criterion		2.207202
Log likelihood	-43.69364	Durbin-Watson stat		1.947899

Modèle [3] LTIN

ADF Test Statistic	-1.217594	1% Critical Value*	-4.1781
		5% Critical Value	-3.5136
		10% Critical Value	-3.1868

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LTIN)

Method: Least Squares

Date: 05/15/17 Time: 23:40

Sample(adjusted): 1972 2015

Included observations: 44 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LTIN(-1)	-0.053335	0.043804	-1.217594	0.2305
D(LTIN(-1))	0.305610	0.150097	2.036081	0.0484
C	0.119848	0.072729	1.647875	0.1072
@TREND(1970)	-0.001172	0.002035	-0.576148	0.5677

R-squared	0.148223	Mean dependent var	0.010682
Adjusted R-squared	0.084340	S.D. dependent var	0.164703
S.E. of regression	0.157605	Akaike info criterion	-0.770947
Sum squared resid	0.993568	Schwarz criterion	-0.608748
Log likelihood	20.96084	F-statistic	2.320215
Durbin-Watson stat	2.141670	Prob(F-statistic)	0.089839

Modèle [2] LTIN

ADF Test Statistic	-1.532941	1% Critical Value*	-3.5850
		5% Critical Value	-2.9286
		10% Critical Value	-2.6021

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(LTIN)
 Method: Least Squares
 Date: 05/15/17 Time: 23:42
 Sample(adjusted): 1972 2015
 Included observations: 44 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LTIN(-1)	-0.062278	0.040626	-1.532941	0.1330
D(LTIN(-1))	0.325479	0.144886	2.246441	0.0301
C	0.106255	0.068233	1.557237	0.1271

R-squared	0.141154	Mean dependent var	0.010682
Adjusted R-squared	0.099259	S.D. dependent var	0.164703
S.E. of regression	0.156315	Akaike info criterion	-0.808137
Sum squared resid	1.001813	Schwarz criterion	-0.686488
Log likelihood	20.77902	F-statistic	3.369247
Durbin-Watson stat	2.156716	Prob(F-statistic)	0.044184

Modèle [1] LTIN

ADF Test Statistic	-0.204157	1% Critical Value*	-2.6155
		5% Critical Value	-1.9483
		10% Critical Value	-1.6197

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(LTIN)
 Method: Least Squares
 Date: 05/15/17 Time: 23:43
 Sample(adjusted): 1972 2015
 Included observations: 44 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LTIN(-1)	-0.002917	0.014286	-0.204157	0.8392
D(LTIN(-1))	0.306933	0.146825	2.090467	0.0427

R-squared	0.090357	Mean dependent var	0.010682
Adjusted R-squared	0.068699	S.D. dependent var	0.164703
S.E. of regression	0.158945	Akaike info criterion	-0.796129

Sum squared resid	1.061067	Schwarz criterion	-0.715029
Log likelihood	19.51483	Durbin-Watson stat	2.105600

Modèle [1] LTIN en 1^{ère} différence

ADF Test Statistic	-2.983405	1% Critical Value*	-2.6168
		5% Critical Value	-1.9486
		10% Critical Value	-1.6198

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LTIN,2)

Method: Least Squares

Date: 05/15/17 Time: 23:45

Sample(adjusted): 1973 2015

Included observations: 43 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LTIN(-1))	-0.529796	0.177581	-2.983405	0.0048
D(LTIN(-1),2)	-0.224621	0.150390	-1.493594	0.1429
R-squared	0.378442	Mean dependent var	-0.002217	
Adjusted R-squared	0.363282	S.D. dependent var	0.194988	
S.E. of regression	0.155590	Akaike info criterion	-0.837788	
Sum squared resid	0.992540	Schwarz criterion	-0.755871	
Log likelihood	20.01243	Durbin-Watson stat	2.023863	

Présentation des résultats d'estimation du modèle VAR (1) pour les données mensuelles

Vector Autoregression Estimates

Date: 05/30/17 Time: 18:41

Sample(adjusted): 2009:03 2016:12

Included observations: 94 after adjusting endpoints

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

	LIPCS	LCCT	LM1	LTIN	D(LIVU)	D(LPPT)	D(LTCH)
LIPCS(-1)	0.832114 (0.06063) [13.7254]	-6.813710 (16.1993) [-0.42062]	-8.168122 (13.8352) [-0.59039]	1.294459 (2.06669) [0.62634]	0.276874 (0.40688) [0.68048]	5.674216 (3.44605) [1.64658]	-0.025019 (0.09450) [-0.26474]
LCCT(-1)	-0.000663 (0.00047) [-1.39789]	0.017413 (0.12674) [0.13738]	-0.109244 (0.10825) [-1.00920]	0.010605 (0.01617) [0.65584]	-0.000529 (0.00318) [-0.16623]	-0.011032 (0.02696) [-0.40915]	0.000641 (0.00074) [0.86688]
LM1(-1)	0.000211 (0.00053) [0.40066]	0.031139 (0.14067) [0.22136]	0.131771 (0.12014) [1.09678]	0.011172 (0.01795) [0.62249]	0.003794 (0.00353) [1.07366]	0.010081 (0.02993) [0.33689]	-0.000618 (0.00082) [-0.75289]
LTIN(-1)	-0.000272 (0.00138) [-0.19727]	0.118856 (0.36860) [0.32245]	0.066769 (0.31480) [0.21210]	0.911286 (0.04702) [19.3788]	0.003675 (0.00926) [0.39700]	0.095248 (0.07841) [1.21473]	-0.000216 (0.00215) [-0.10049]
D(LIVU(-1))	-0.018776 (0.01495) [-1.25589]	-8.213039 (3.99480) [-2.05593]	-3.360726 (3.41180) [-0.98503]	-0.138590 (0.50965) [-0.27193]	-0.357160 (0.10034) [-3.55960]	0.261974 (0.84981) [0.30827]	-0.014516 (0.02330) [-0.62287]
D(LPPT(-1))	0.000714 (0.00200) [0.35633]	0.117711 (0.53528) [0.21990]	0.034292 (0.45716) [0.07501]	-0.295077 (0.06829) [-4.32091]	0.010457 (0.01344) [0.77779]	-0.033543 (0.11387) [-0.29457]	-0.005121 (0.00312) [-1.63993]
D(LTCH(-1))	0.068233 (0.06458) [1.05658]	0.351533 (17.2557) [0.02037]	5.843618 (14.7374) [0.39652]	-4.017244 (2.20145) [-1.82481]	-0.132966 (0.43341) [-0.30679]	9.204364 (3.67077) [2.50748]	0.274205 (0.10067) [2.72390]
C	0.002158 (0.00419) [0.51512]	6.193853 (1.11948) [5.53280]	8.035827 (0.95610) [8.40478]	-0.158806 (0.14282) [-1.11192]	-0.022496 (0.02812) [-0.80006]	0.033046 (0.23814) [0.13876]	0.004447 (0.00653) [0.68090]
R-squared	0.714631	0.054636	0.044065	0.826387	0.168453	0.094295	0.148336
Adj. R-squared	0.691403	-0.022312	-0.033744	0.812255	0.100769	0.020574	0.079015
Sum sq. resids	0.006323	451.4298	329.2811	7.347606	0.284790	20.42866	0.015364
S.E. equation	0.008574	2.291110	1.956745	0.292297	0.057546	0.487383	0.013366
F-statistic	30.76632	0.710039	0.566327	58.47906	2.488821	1.279089	2.139832

Log likelihood	318.1434	-207.1291	-192.3002	-13.58097	139.1868	-61.64149	276.4147
Akaike AIC	-6.598795	4.577215	4.261707	0.459170	-2.791208	1.481734	-5.710950
Schwarz SC	-6.382345	4.793666	4.478157	0.675620	-2.574757	1.698184	-5.494500
Mean dependent	6.79E-05	6.520523	8.433192	-0.381740	0.004040	0.051213	0.004515
S.D. dependent	0.015435	2.265970	1.924544	0.674590	0.060684	0.492476	0.013927
Determinant Residual Covariance	1.05E-11						
Log Likelihood (d.f. adjusted)	254.3046						
Akaike Information Criteria	-4.219248						
Schwarz Criteria	-2.704094						

Présentation des résultats d'estimation du modèle VAR (1) pour les données annuelles

Vector Autoregression Estimates

Date: 05/18/17 Time: 00:56

Sample(adjusted): 1973 2015

Included observations: 43 after adjusting endpoints

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

	D(LTIF)	D(D(LTCH))	D(LPIB)	D(LPPT)	D(LTIN)	LMM
D(LTIF(-1))	-0.364372 (0.17237) [-2.11393]	0.024646 (0.03667) [0.67211]	0.248127 (0.44782) [0.55408]	0.120836 (0.08272) [1.46085]	0.000608 (0.04031) [0.01507]	-0.092054 (0.20973) [-0.43892]
D(D(LTCH(-1)))	0.371973 (0.72189) [0.51527]	-0.420673 (0.15357) [-2.73924]	-0.427797 (1.87550) [-0.22810]	0.060867 (0.34642) [0.17570]	-0.012292 (0.16884) [-0.07280]	0.568736 (0.87836) [0.64750]
D(LPIB(-1))	0.008821 (0.06476) [0.13621]	0.000324 (0.01378) [0.02351]	-0.022413 (0.16825) [-0.13321]	0.016660 (0.03108) [0.53609]	-0.000429 (0.01515) [-0.02833]	0.011427 (0.07880) [0.14502]
D(LPPT(-1))	0.248075 (0.39786) [0.62352]	0.075074 (0.08464) [0.88699]	0.847401 (1.03366) [0.81981]	0.127355 (0.19093) [0.66703]	-0.011987 (0.09305) [-0.12882]	0.452525 (0.48410) [0.93479]
D(LTIN(-1))	0.249969 (0.77595) [0.32215]	0.020250 (0.16507) [0.12267]	-1.959143 (2.01595) [-0.97182]	-0.102061 (0.37237) [-0.27409]	0.237914 (0.18148) [1.31095]	-0.330562 (0.94413) [-0.35012]
LMM(-1)	0.166959 (0.21933) [0.76122]	-0.072119 (0.04666) [-1.54565]	-0.670591 (0.56982) [-1.17684]	-0.100254 (0.10525) [-0.95251]	-0.049042 (0.05130) [-0.95604]	0.094054 (0.26687) [0.35244]
C	-0.476797 (0.60508) [-0.78799]	0.197504 (0.12872) [1.53435]	2.128332 (1.57201) [1.35389]	0.328449 (0.29037) [1.13116]	0.141286 (0.14152) [0.99836]	2.326736 (0.73622) [3.16037]
R-squared	0.163717	0.212250	0.060169	0.069465	0.126222	0.077169
Adj. R-squared	0.024336	0.080958	-0.096470	-0.085624	-0.019407	-0.076636
Sum sq. resids	18.51566	0.837954	124.9762	4.263917	1.012827	27.41168
S.E. equation	0.717164	0.152566	1.863213	0.344154	0.167732	0.872603
F-statistic	1.174601	1.616626	0.384126	0.447902	0.866736	0.501732
Log likelihood	-42.89882	23.65248	-83.95321	-11.32760	19.57741	-51.33439
Akaike AIC	2.320875	-0.774534	4.230382	0.852447	-0.584996	2.713227
Schwarz SC	2.607582	-0.487827	4.517089	1.139154	-0.298289	2.999934
Mean dependent	0.006256	0.007323	0.342295	0.070939	0.008714	2.623994
S.D. dependent	0.726053	0.159144	1.779361	0.330304	0.166128	0.840973

Determinant Residual Covariance	5.62E-05
Log Likelihood (d.f. adjusted)	-155.6577
Akaike Information Criteria	9.193382
Schwarz Criteria	10.91362

Table des matières

Introduction generale.....	3
Chapitre I : Cadre conceptuel et théorique de l'inflation	3
Introduction	3
Section 1 : Présentation des concepts de base.....	3
1.1. Définition de l'inflation.....	3
1.2. Les types de l'inflation	5
1.2.1. L'inflation ouverte ou déclarée.....	5
1.2.2. L'inflation latente ou rampante	6
1.2.3. L'inflation galopante ou hyperinflation.....	7
1.2.4. L'inflation importée.....	7
1.3. Les mesures de l'inflation	8
1.3.1. L'indice des prix à la consommation (IPC).....	8
1.3.2. Le déflateur de PIB.....	9
Section 2 : L'inflation selon les différentes théories économiques.....	10
2.1. La Théorie Quantitative de la Monnaie (TQM)	11
2.1.1. La formulation de Fisher	11
2.1.2. La formulation de Marshal et Pigou	12
2.2. La théorie postkeynésienne.....	13
2.3. L'analyse monétariste.....	14
2.4. La nouvelle école classique (NEC)	14
2.5. La théorie de l'inflation par la demande globale.....	15
2.6. L'inflation par les couts.....	16
2.7. L'inflation par la structure.....	16
Section 3 : Revue de la littérature.....	17

3.1. Les travaux empiriques menés aux USA et quelques pays industrialisés	18
3.2. Les études menées en Turquie et quelques pays émergents.....	20
3.3 Les déterminants de l'inflation dans certains pays de l'Afrique	22
Conclusion.....	27
Chapitre II : La conduite de la politique monétaire en Algérie.....	28
Introduction	28
Section 1 : La conduite de la politique monétaire en Algérie 1990-1999	28
1.1. L'évolution de l'inflation en Algérie durant la période 1970-1979	28
1.2. L'évolution de l'inflation en Algérie durant la période 1980-1989	30
1.3. La politique monétaire durant la période allant de 1990 à 1993	31
1.3.1. Les objectifs et les instruments de la politique monétaire selon la loi 90-10 du 14/04/1990	31
1.3.1.1. Les objectifs de la politique monétaire selon la loi 90-10.....	31
1.3.1.2. Les instruments de la politique monétaire selon la loi 90-10.....	32
1.3.2. L'évolution de l'inflation en Algérie durant la période 1990-1993	32
1.3.3. L'évolution de la masse monétaire durant la période1990-1993.....	33
1.4. La politique monétaire durant la période d'ajustement structurel (PAS) 1994-1998.....	34
1.4.1. Les objectifs et les instruments de la politique monétaire durant la période	34
1.4.1.1. Les objectifs de la politique monétaire dans le cadre du PAS.....	34
1.4.1.2. Les instruments de la politique monétaire dans le cadre du PAS.....	35
1.4.2. L'évolution du taux d'inflation.....	36
1.4.3. L'évolution de la masse monétaire de 1993 à 1998	37
Section 2 : La conduite de la politique monétaire de 1999 jusqu'à 2014	38
2.1. Les objectifs de la politique monétaire de 1999 jusqu'à 2014	38
2.1.1. L'objectif final	38
2.1.2. Les objectifs intermédiaires	40

2.2. Les instruments de la politique monétaire durant la période 1999 à 2014.....	41
2.2.1. La reprise de liquidité	42
2.2.2. La facilité de dépôts rémunérés	42
2.3. L'évolution de la masse monétaire durant de 1999 à 2012	43
2.4. L'évolution de l'inflation en Algérie durant la période 1999-2015	43
Section 3 : Le choc pétrolier et la conduite de la politique monétaire.....	45
3.1. Principaux développements monétaires	45
3.2. Marche monétaire et liquidité bancaire	45
3.3. Programmation financière et conduite de la politique monétaire.....	46
Conclusion.....	48
Chapitre III : Étude empirique des déterminants de l'inflation en Algérie	50
Introduction	50
Section 1 : Étude empirique des déterminants de l'inflation basée sur des données mensuelles	50
1.1. Choix des variables.....	50
1.2. Modèle de Régression multiple	51
1.3. Application du test de racine unitaire ADF (Test de stationnarité).....	52
1.3.1. La détermination du nombre de retard des séries	53
1.3.2. Application du test de racine unitaire ADF sur la série LPPT	54
1.3.3. Présentation des résultats du test ADF sur les autres séries restantes	57
1.4. Modélisation d'un processus VAR.....	58
1.4.1. Choix du nombre de retard	58
1.4.2. Validation du modèle VAR	58
1.4.3. Test de causalité au sens de Granger	61
1.5. Analyse de réponses impulsionnelles (analyse des chocs).....	61
1.6. La décomposition de la variance de l'erreur de prévision.....	63
Section 2 : Étude empirique des déterminants de l'inflation basée sur des données annuelles.....	65

2.1. Choix des variables.....	65
2.2. Modèle de Régression multiple	65
2.3. Application du test de racine unitaire ADF (Test de stationnarité des séries)	67
2.3.1. La détermination du nombre de retard des séries	67
2.3.2. Application du test de racine unitaire ADF sur la série LTCH	68
2.3.3. Présentation des résultats du test ADF sur les autres séries restantes	71
2.4. Modélisation d'un processus VAR.....	72
2.4.1. Détermination du nombre de retards « P »	72
2.4.2. Validation du modèle VAR	73
2.4.3. Test de causalité au sens de Granger	75
2.5. Analyse de réponses impulsionnelles (analyse des chocs).....	76
2.6. La décomposition de la variance de l'erreur de prévision de LTIF	78
Conclusion.....	79
Conclusion générale	81
Bibliographie	
Annexes	

Résumé

La stabilité économique est un objectif essentiel de la politique économique. La réalisation de cet objectif passe nécessairement par la maîtrise de l'inflation. L'objectif de ce travail est d'étudier les déterminants de l'inflation en Algérie.

Notre analyse est réalisée à travers une étude économétrique basée sur la modélisation Vectorielle Auto Régressive (VAR) en utilisant des données mensuelles couvrant la période (janvier 2009 - décembre 2016), mais aussi des données annuelles couvrant la période (1970 - 2015). Les résultats de la régression multiple montrent que, les prix de pétrole, l'indice de valeur unitaire, le taux de change et le taux d'intérêt sont les variables qui expliquent l'inflation. L'analyse de la décomposition du taux d'inflation indique que, la variance de l'erreur de prévision du taux d'inflation provient des innovations de la variable elle-même et des innovations de la masse monétaire, des prix de pétrole, des crédits à court terme et du taux de change.

Mots-clés : indice des prix à la consommation, masse monétaire, crédits à court terme, prix de pétrole, inflation importé, produit intérieur brut, taux de change, taux d'intérêt.

Abstract

Economic stability is an essential objective of economic policy. The achievement of this objective necessarily requires the control of inflation. The objective of this work is to study the determinants of inflation in Algeria.

Our analysis is carried out through an econometric study based on the Autoregressive Vector Model (VAR) using monthly data covering the period (January 2009 - December 2016), as well as annual data covering the period (1970 - 2015). The results of the multiple regression show that oil prices, unit value index, exchange rate and interest rate are the variables that explain inflation. The analysis of the decomposition of the inflation rate indicates that the variance of the error in forecasting the inflation rate stems from innovations in the variable itself and innovations in the money supply, oil prices, Short-term credits and the exchange rate.

Keywords: consumer price index, money supply, short-term loans, oil prices, imported inflation, gross domestic product, exchange rate, interest rates.