

Essai d'évaluation des tensions inflationnistes à court et moyen termes de l'économie Algérienne.

MAAMAR Balkheir , Maître de Conférences « A », UNIVERSITE D'ORAN 2.
KENNICHE Mohamed, Maître de Conférences « A », UNIVERSITE D'ORAN 2.

Résumé

A l'heure actuelle l'inflation en Algérie fait l'objet de débats très controversés sur les sources et sur les voies de la stabilité des prix.

L'article que l'on propose sera un essai d'étude sur les sources d'inflation à long et à court termes en Algérie à partir des données trimestrielles de la période de 1995:1 2009:2.

Le modèle retient trois variables: l'indice des prix à la consommation qui est la variable endogène (ipc) , la masse monétaire (mon) et le produit intérieur brut (gdp) qui sont les variables exogènes

Ce modèle a été estimé par la technique de cointégration de Johansen dont les résultats obtenus sont de trois ordre

le coefficient de rappel -0.19 indique que l'inflation converge vers sa valeur d'équilibre

l'arbitrage est net entre la monnaie et le produit intérieur brut et donne une présentation par ordre décroissant les coefficients des élasticités relatives aux déterminants de long terme qui sont respectivement de -0.009 et 0.029

la dynamique de court terme des deux variables explicatives de l'inflation dont les élasticité sont de 0.069 pour la monnaie et de -0.022 pour le produit peut constituer un socle pour l'élaboration de la politique monétaire.

*Enseignants-chercheurs université d'Oran-Es senia

mots clés: inflation, Algérie, modèle de Johansen politique monétaire, dynamique à court terme, convergence correction d'erreur ,force de rappel valeur d'équilibre, cible.

المخلص:

ان اسباب التضخم وسبل تحقيق استقرار الاسعار مازالت الى يومنا هذا تشكل موضوع محل نقاش متير للجدل في الجزائر.

يعبر هذا البحث عن دراسة تهدف الى تحديد اسباب التضخم على المدى القصير والبعيد في الجزائر، استنادا على بيانات ربع سنوية خلال الفترة الممتدة من 1995:1 الى 2009:2 النموذج المستعمل يعتمد على ثلاث متغيرات: مؤشر استهلاك الاسعار، المعير عن المتغير الداخلي، الكتلة النقدية والنتاج الداخلي الخام المعبران عن المتغيرات الخارجية.

هذا النموذج تم تقديره بواسطة تقنية التكامل المشترك " ليوهانس " وتم الحصول على النتائج الأتية التضخم يؤول الى قيمته التوازنية (معامل الاستدعاء -0.19)، والتحكيم ما بين النقود والنتاج المحلي الخام يتم بطريقة صافية.

Abstract :

Currently inflation in Algeria is the subject of controversial discussions about the sources and the ways of price stability.

Article the proposed study will be a test on the sources of inflation in the long and short term in Algeria from quarterly data from 1995: 1. 2009: 2.

The model identifies three variables: the index of consumer prices is the endogenous variable (IPC), money supply (my) and gross domestic product (gdp) are the exogenous variables

This model was estimated by the Johansen cointegration technique and the results obtained are of three orders

Recall coefficient -0.19 indicates that inflation converges to its equilibrium value arbitration is net between money and the gross domestic product and provides an overview descending coefficients elasticities relating to long-term determinants that are -0.009 and 0.029 respectively

the short-run dynamics of inflation two explanatory variables whose elasticity are 0069 for the currency and -0022 for the product can be a basis for the formulation of monetary policy.

Keywords: inflation, Algeria, model Johansen monetary policy, short-term dynamics, convergence error correction, restoring force equilibrium value target.

Introduction :

Cet article a pour objet d'étudier l'impact de la monnaie et du produit brut sur l'inflation en Algérie, pour la période allant de 1995:1 à 2009:2. Pour essayer d'évaluer d'abord son rôle dans les résultats obtenus au cours de ces années et pouvoir prévoir son impact potentiel sur l'économie et ainsi offrir un cadre d'analyse quantitatif permettant une meilleure prévision et une meilleure définition de la politique monétaire.

Cette relation entre les trois variables est au cœur des débats économiques nationaux et internationaux sur l'efficacité réelle de la politique monétaire et sa pertinence comme instrument de régulation macroéconomique

En Algérie, les recherches empiriques sur ce sujet ne sont pas très abondantes, mais nous pouvons citer l'étude de Mohamed Benbouziane et Abdelhak Benamar (2010) sur l'effet de liquidité en Algérie à travers un modèle MTVAR, qui étudie les effets de la politique monétaire dans des régimes inflationnistes différents.

Ainsi notre travail de recherche s'articule autour de la question principale suivante : la mise en place d'un modèle économétrique permettant de vérifier l'impact des chocs monétaires et des chocs réels sur l'inflation.

Le modèle à estimer sera un modèle à correction d'erreur conformément à la représentation Hendry suivant par la méthode des moindres carrés en une seule étape

une seule relation de cointégration de long terme a été retenue dont les résultats sont adéquats sur le plan économique

l'unicité de cette relation a été obtenue après vérification des conditions de stationnarité de l'ordre d'intégration des variables

La progression de cet article se fera de la manière suivante :

présentation théorique du modèle retenu. et test sur la stationnarité des variables

~~estimation de l'équation de long terme et stationnarité du résidu~~

Existence de la relation de cointégration et analyse de la dynamique à court-terme

Présentation des résultats et conclusion

source et spécification des variables.

Les sources de ces données sont :

les Statistiques Financières Internationales du FMI (IFS).

de la banque mondiale WDI et PEN TABLE

Les Statistiques monétaires de la Banque d'Algérie

Les spécifications retenues pour les variables sont :

- L'indice des prix à la consommation qui est un indicateur généralement retenu pour mesurer l'inflation

c'est cet indice qui sera utilisé dans ce travail de recherche dont les données proviennent de l'office national des statistiques (O.N.S) « *ipc* »

La définition de l'indice des prix à la consommation que donne l'O.N.S est la suivante :

C'est une mesure du niveau général des prix calculé à partir d'un panier fixe de biens.

C'est l'indicateur le plus utilisé. Il reflète les prix d'un panier fixe de biens qui ne varient que très rarement.

Il mesure l'évolution des prix de ce panier avec comme valeur de pondération l'importance relative de chaque bien dans les dépenses de consommation des ménages.

- La masse monétaire ($M2$) sera mesurée par le stock de monnaie ($M2$.)

La monnaie ($M2$) est obtenue en ajoutant ($M1$) aux disponibilités quasi-monnaies. « *mon* »

- La production nationale est représentée par le *produit intérieur brut* « *gdp* »

Aperçu préliminaire sur les variables étudiées

Avant de mener le test de cointégration entre les variables il est souvent instructif de donner un aperçu rapide et sommaire sur l'ancrage théorique qui est dans le cadre de ce travail sans ambiguïté la théorie quantitative de la monnaie.

Ainsi le modèle empirique s'inscrit par hypothèse dans l'approche monétariste et va de ce fait déterminer la nature des variables en distinguant la variable expliquée IPC des variables explicatives MON GDP

De plus cet aperçu présente la tendance qui anime les trois variables à partir des taux de croissance annuel moyen dont les rapports peuvent s'interpréter comme des coefficients d'élasticité

$$IIPC = 1.071 + 0.10 \text{ trend}$$

$$IMON = 7.22 + 0.16 \text{ trend}$$

$$IGDP = 3.10 + 0.16 \text{ trend}$$

cette tendance est ascendante et sans rupture que l'on peut considérer comme l'une des conditions dans l'existence d'une relation de cointégration entre les trois variables

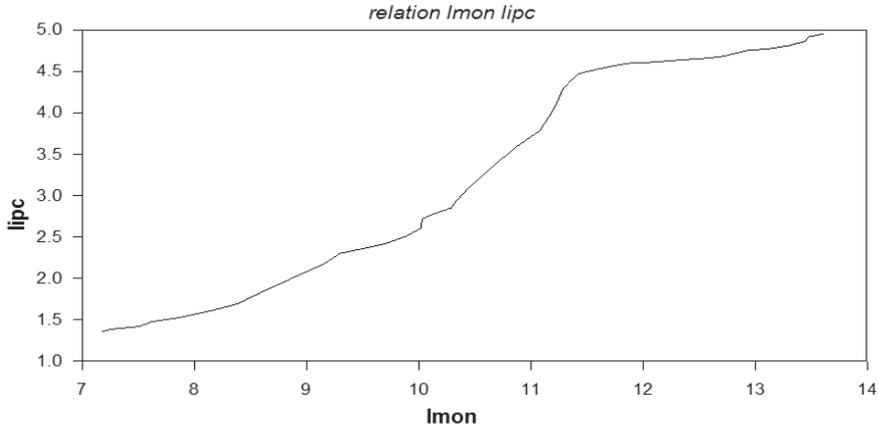
La matrice de corrélation présente la nature et la force des relations qu'entretiennent les variables entre-elles cette prédisposition est encore confirmée par les coefficients

L'indice des prix entretient bien des relations avec les deux variables monnaie et gdp.

Les coefficients de corrélation sont différents lorsqu'on considère les deux variables ; il se rapproche de 1 (0.932) pour la relation entre l'indice des prix et la monnaie il est de moitié en ce qui concerne le produit brut (0.492)

Le diagramme de dispersion est également un élément important dans l'étude de l'impact d'une variable exogène sur une variable endogène

diagramme de dispersion



Cette interdépendance est encore mise en relief à titre de confirmation par le diagramme de dispersion reliant le taux de croissance la monnaie (lmon) axe horizontal du graphe avec le taux de croissance de l'inflation (lipc) axe vertical du graphe.

Cette relation croissante entre monnaie et inflation reflète l'approche quantitative de la monnaie.

La spécification du modèle :

La spécification s'est faite selon le modèle à correction d'erreur, pour permettre de dégager des élasticités de court terme et de long terme des variables explicatives de l'inflation.

Cette approche suppose l'existence d'une tendance cible de long terme.

Les évolutions de court terme doivent converger vers la tendance cible.

Les tests de validité d'une telle représentation ont d'abord été effectués. Les variables utilisées sont toutes intégrées d'ordre 1. En outre, il existe au moins une relation de cointégration et le résidu de l'estimation est stationnaire.

L'équation estimée est la suivante :

$lipc = \alpha_1 \cdot lipc(-1) + \alpha_2 \cdot dl\lgdp$ = élasticité de court-terme

$\alpha_3 \cdot dlmon$ = élasticité de court-terme $\alpha_4 \cdot lmon(-1) = \alpha_4 / \alpha_1$ élasticité de long-terme

$\alpha_5 \cdot \lgdp(-1) = \alpha_5 / \alpha_1$ élasticité de long-terme Les termes α_2 α_3 sont les coefficients de court terme, α_1 la force de rappel et les termes α_4 α_8 sont les coefficients de long terme.

En effet Les premiers coefficients représentent la dynamique de court terme et les derniers coefficients caractérisent l'équilibre de long terme.

Le coefficient relatif à la variable endogène retardée est le coefficient de correction d'erreur, il doit être inférieur à l'unité et négatif.

Le coefficient de correction d'erreur indique la vitesse d'ajustement de la variable (Lipc) pour retourner à l'équilibre de long terme suite à un choc. Ainsi à partir de ce modèle on peut calculer Les élasticités de court terme et les élasticités de long terme des variables explicatives de l'inflation.

Analyse de la stationnarité des variables

Avant d'estimer le modèle par la méthode de cointégration, il convient de faire les tests de stationnarité des variables retenues car la stationnarité constitue une condition nécessaire pour éviter les relations factices, et vérifier l'hypothèse de cointégration des variables, c'est à dire s'assurer de la convergence des sentiers de croissance des variables sur le long terme

En effet, on s'est référer aux tests de Dickey-Fuller augmenté (1981) pour déterminer l'ordre de différentiation d'une série macro-économique suivant son évolution au cours du temps.

l'évolution des variables retenues dans ce travail présentent une tendance ascendante et unique, et ne posent aucun problème de rupture.

Les résultats du test de Dickey-Fuller Augmenté sont présentés(dans le tableau que le lecteur peut se procurer¹) indiquent que l'indice des prix (ipc), la masse monétaire (*Mon*), la production(*gdp*) prises en logarithme sont stationnaires après une première différence. Ceci nous ramène à dire que les séries prises séparément sont intégrées d'ordre un.

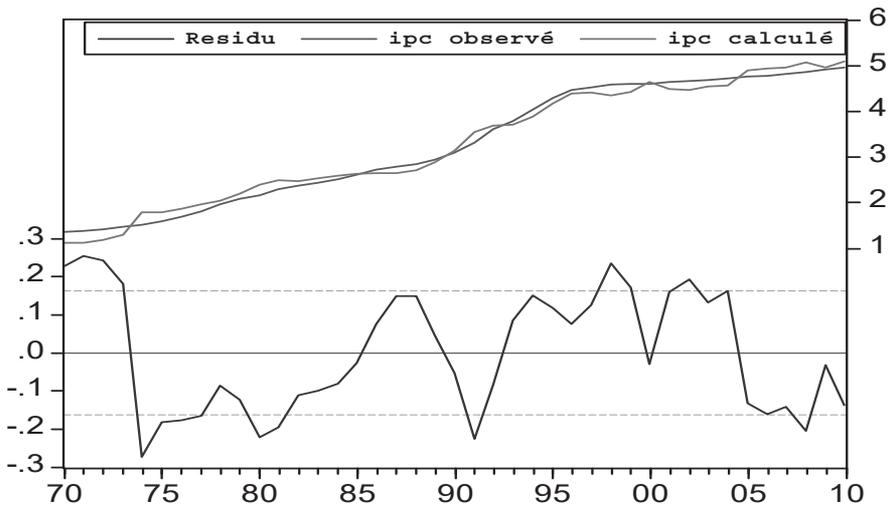
Estimation de l'équation de long terme

~~Après que les conditions premières soient satisfaites il convient de procéder l'estimation de la relation à long terme par la méthode des moindres carrés ordinaires dont les résultats sont les suivants~~

$$\text{LIPC} = 5.69 - 0.231 \cdot \text{LGDP} + 0.19 \cdot \text{LMON}$$

(6.87)	(8.73)	(-3.66)
(.t.student)		$R^2 = 0.88$

Graphe : 1



Le graphique indique bien que le modèle reproduit convenablement l'évolution de l'inflation.

L'écart-type des résidus de l'équation est d'une valeur généralement acceptable comme étant un indicateur de robustesse du modèle.

l'adéquation du modèle se retrouve dans les différents tests usuels en effet pour

a. le Test de significativité globale (Test de Fisher) dont la probabilité (0.000) est inférieure à 0,05 indique que les coefficients de l'équation de long terme sont globalement significatifs.

b. Le coefficient de corrélation ($R^2=0.98$) indique que le modèle est globalement significatif.

c. le test de Student associé aux variables

Les coefficients des variables (gdp) et (mon) sont déjà significatifs par rapport au test statistique puisque les deux tests sont $>$ à 2.1)

De plus ces coefficients sont encore individuellement significatifs car leur probabilité est inférieure à 0,05.

la Prob des deux variables gdp et mon est respectivement de 0.00 et de 0.007 largement inférieure au seuil de signification de 5%

d. Le test CUSUM permet d'étudier la stabilité structurelle du modèle estimé au cours du temps.

Ce test est fondé sur la somme cumulée des résidus récurrents dont voici ses hypothèses :

- H_0 : modèle structurellement stable
- H_1 : modèle structurellement instable

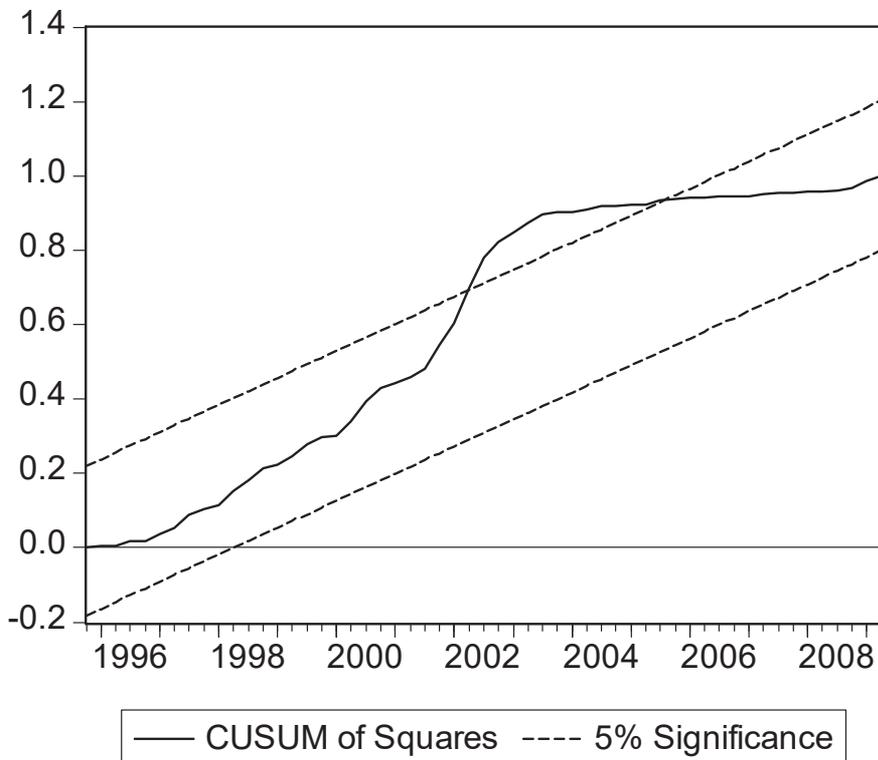
La statistique de CUSUM repère le point de rupture elle-même. et nous renseigne sur la nature des périodes soit d'instabilité soit de stabilité

Si la courbe sort du corridor, il y a instabilité du modèle pour une durée déterminée

Si la courbe ne sort pas de la bande, on accepte l'hypothèse nulle et on peut donc conclure que le modèle est structurellement stable sur toute la période d'estimation.

Par contre lorsque la courbe sort de la bande, on ne peut conclure que le modèle est stable sur toute la période.

Graphe 2
Stabilité de l'équation de long terme



A partir du graphe trois périodes peuvent être relevées.

La première : le modèle est stable de 1995 à 2000

La deuxième : le modèle est instable pour une courte période de 2000 à 2004

la troisième de 2004 2009 qui est la plus récente et présente donc un intérêt certain pour les prévisions.

La stationnarité du résidu

La stationnarité du résidu est la principale condition pour que la relation de cointégration soit acceptée.

Elle sera testée l'aide du test de Dickey-Fuller Augmenté sous les hypothèses suivantes :

H0 : Racine Unitaire sur le résidu (absence de relation de Cointégration).

H1 : il n'existe pas de Racine Unitaire sur le résidu (on est en présence de relation de Cointégration)

L'équation du résidu:

$$\text{RESIDU} = \text{LIPC} - 5.69 + 0.231 * \text{LGDP} - 0.19 * \text{LMON}$$

La valeur estimée de la statistique ADF (-4.0158) est inférieure à la valeur critique (-2.943) au seuil de 5%, l'hypothèse de stationnarité du résidu est acceptée.

Nous en déduisons qu'il existe une relation d'équilibre à long terme entre l'indice des prix, le produit intérieur brut et la masse monétaire.

Ces variables génèrent des processus de type DS (Differency Stationnary) qui impliquent qu'un choc à un instant donné se répercute à l'infini sur les valeurs futures des séries. L'effet des chocs est donc permanent.

Equation du résidu

$$\begin{aligned} \text{Dresid} = & -0.008 - 0.374 * \text{resid}(-1) + 0.18 * \text{dresid}(-1) \\ & (-0.49) \quad (-3.05) \quad (0.159) \\ & (.)t.\text{student} \end{aligned}$$

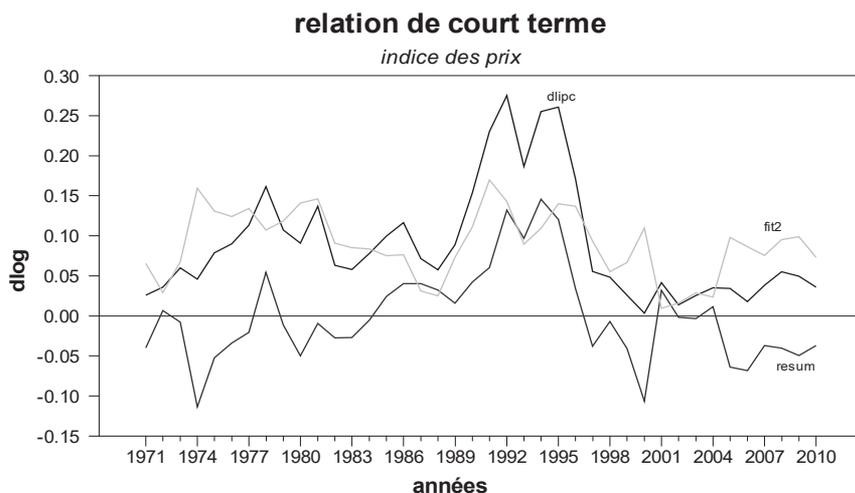
Analyse de la dynamique à court-terme

A partir de la relation de long terme retenue, nous estimons l'équation dynamique sous forme de modèle à correction d'erreur estimée par la technique de cointégration qui décrit l'évolution à court terme de l'indice des prix par les taux de croissance présents et passés des variables masse monétaire, *PIB* réel,

Équation de la relation de cointégration

$$\begin{aligned} \text{Dlipc} &= \text{constante} (0.855) \\ \alpha_1 \cdot \text{lipc}(-1) &= \text{force de rappel} (-0.194) \\ \alpha_2 \cdot \text{dlgdp} &= \text{élasticité de court-terme} (-0.022) \\ \alpha_3 \cdot \text{dlmon} &= \text{élasticité de court-terme} + 0.069 \\ \alpha_4 \cdot \text{lmon}(-1) &= \alpha_4 / \alpha_1 \text{élasticité de long-terme} (0.029) \\ \alpha_5 \cdot \text{lgdp}(-1) &= \alpha_5 / \alpha_1 \text{élasticité de long-terme} (0.009) \end{aligned}$$

Graphique 3 Simulation dynamique



Interprétation des résultats

1. Analyse du terme de rappel :

Le coefficient α_2 représente la force de rappel. Il doit prendre des valeurs négatives et être inférieur à 1.

Trois cas de figure sont généralement observés

Premier cas :

si le coefficient estimé α est proche de 1 (un) en valeur absolue, l'inflation est dite persistante, ce qui implique qu'à la suite d'un choc, au temps (t) l'inflation ne retournera que très lentement vers sa valeur d'équilibre, avec une vitesse d'ajustement donnée par le coefficient de la variable endogène retardée ($\text{lipc}(-1)$) que retrouve au niveau de l'équation correspond à la relation de court-terme.

Deuxième cas

Dans le cas extrême où le coefficient α_2 est = à 1

la valeur d'équilibre de l'inflation n'est pas définie et dans ce cas, l'inflation présente une racine unitaire.

Dans le cadre de cette analyse, il sera primordial de tester économétriquement si l'hypothèse de racine unitaire peut être rejetée, c'est-à-dire de déterminer si l'inflation revient vers sa valeur d'équilibre.

Troisième cas :

En revanche, si le coefficient α prend une valeur proche de 0, l'impact d'un choc au temps (t)

sur l'inflation tend à être temporaire et l'inflation revient relativement vite vers sa valeur de long terme.

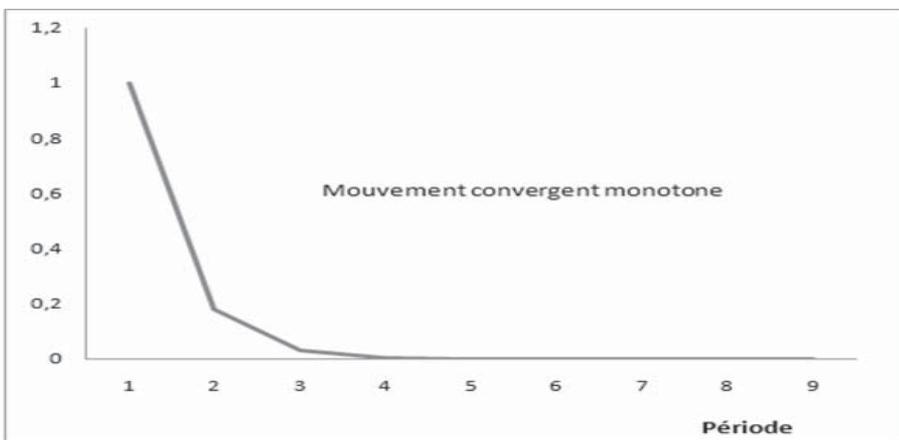
Dans le cadre de ce travail Le coefficient de rappel a une valeur de -0.19 qui est conforme aux différents tests et au modèle.

En termes d'ajustement cela s'interprète de la manière suivante 18% du retour à l'équilibre s'effectue la première période et le délai moyen pour la réalisation de l'ajustement est de $1/\alpha = 1/0.19 =$ en 5 périodes

de plus comme le montre le graphe le mouvement est monotone convergent($\text{inf} = 0.19^{\text{trend}}$)

ce délai est-il court ou long à ce niveau d'analyse et à défaut de comparaison avec d'autres études pour un type d'économie comparable ne nous permet pas d'apprécier sa valeur.

Grappe 4
trajectoire vers l'équilibre: $\text{ipc} = 0.19^{\text{trend}}$



2. l'interprétation des élasticités va examiner le rôle des deux variables exogènes sur le processus d'inflation durant la période de 1970 à 20i0.

En tenant compte de la dynamique de court terme et de l'influence de long terme.

le produit intérieur brut(gdp) n'est une variable importante pour prévoir l'inflation, une augmentation de 1 point de pourcentage, entraîne une baisse de l'inflation de 0,02 point à court terme et son impact est nul 0,009 point de pourcentage à long terme.

Les dynamiques de court terme et de long terme de l'évolution de l'indice des prix par les fluctuations de la monnaie est de 0,069 point de pourcentage pour le cour terme et de 0,029 de pourcentage pour le long terme.

ainsi le modèle explicatif pour l'inflation nous a permis d'identifier les facteurs susceptibles de l'évolution de l'Indice des Prix à la Consommation (IPC) en Algérie.

Déterminer la contribution de chacun de ces facteurs à l'inflation globale ;

Prévoir, à court terme, les effets sur l'inflation d'un choc, modification d'une ou plusieurs variables explicatives.

Conclusion

Trois éléments peuvent être retenus au terme de ce travail de recherche. Le premier élément se réfère à la méthode d'analyse retenue qui utilise la modélisation économétrique, traduction des théories financières par des méthodes quantitatives, de type OLS (Ordinary Little Squares), modèle de régression multi-variable des moindres carrés ordinaires. Son rôle principal est la détection des facteurs déterminants de l'inflation tout en mesurant l'apport de chacun d'eux à la croissance de cette dernière et la vérification des signes des coefficients avec la théorie économique retenue.

les signes des coefficients sont biens conformes: la monnaie a un signe positif et le produit a un signe négatif

le deuxième élément nous permet d'établir à partir de l'équation de cointégration un classement des influences des variables en distinguant la dynamique de court terme de celle du long terme .

1.l'impact pour le court terme de la monnaie est de loin supérieur à celui du gdp (0.069/0,02)

2. l'influence est nulle en ce qui concerne le produit brut dans le long terme et d'une élasticité très faible pour la monnaie(0.029).

le troisième élément nous ouvre les perspectives d'analyse dans deux directions complémentaires

la première qui peut être un introduction de ce modèle dans un modelé plus élargi qui fera intervenir d'autre variables tel que le taux de change pour mesurer l'impact du chocs extérieur et le taux d'intérêt reflet de la politique monétaire

la deuxième sera une étude comparative entre les pays ayant les mêmes structures économiques pouvant ne pas appartenir à un même espace géographique.

Annexe
Évolution des variables
1971 2010

ANNE ES	GDP	IPC	MON
1971	23.52000	3.991000	1392.500
1972	27.43000	4.137000	1813.900
1973	32.10000	4.392000	2036.200
1974	55.56100	4.599000	2577.000
1975	61.57400	4.977000	3374.800
1976	74.07500	5.447000	4360.400
1977	87.24100	6.100000	5195.100
1978	104.8320	7.169000	6745.900
1979	128.2230	7.982000	7968.900
1980	162.5070	8.742000	9353.900
1981	191.4690	10.02300	10915.40
1982	207.5520	10.67900	13789.00
1983	233.7520	11.31600	16592.60
1984	263.8560	12.23500	19471.70
1985	291.5970	13.51700	22386.00
1986	296.5510	15.19000	22701.60
1987	312.7060	16.32000	25789.60
1988	347.7170	17.28500	29296.50
1989	422.0440	18.89300	30814.70
1990	554.3880	22.03260	34332.40
1991	862.1330	27.73600	41474.50
1992	1074.700	36.52000	52925.70
1993	1189.720	44.02100	64915.10
1994	1487.400	56.80900	73332.90
1995	2004.990	73.72600	80074.10
1996	2570.030	87.49700	91594.90
1997	2780.170	92.51400	108591.0
1998	2830.490	97.09300	129146.0
1999	3238.200	99.66200	146836.0
2000	4098.820	100.0000	166189.0
2001	4241.800	104.2260	247352.0
2002	4454.800	105.7020	290153.0
2003	5124.000	108.4330	335442.0
2004	5378.300	112.2980	373804.0
2005	7563.800	116.2000	415759.0

2006	8514.800	118.3200	497534.0
2007	9366.500	122.9600	599461.0
2008	11090.10	129.9200	695597.0
2009	11134.30	136.5320	713705.0
2010	12049.50	141.5200	816278.0

Source IFS ONS
GDP Produit intérieur brut
IPC Indice des prix consommation
MON Masse monétaire M2

Références Bibliographiques

- AGLIETTA Michel & Alii (2008) *Économie*, éditions Eyrolles, Paris
- BARRO Robert & SALA-I-MARTIN (1996) *La Croissance Économique*, édition Ediscience, Paris
- BÉNASSY-QUÉRÉ, PISANI-FERRY & Alii (2009) *Politique Économique*, éditions De Boeck Université, Bruxelles
- BENHALIMA Ammour (1997) *Monnaie et Régulation Monétaire*, éditions Dahlab, Alger
- BLANCHARD Olivier & COHEN Daniel (2007) *Macroéconomie*, éditions Pearson Éducation France, 4ème édition, Paris
- DARREAU Philippe (2003) *Croissance et Politique Économique*, éditions De Boeck Université, Bruxelles
- DELAPLACE Marie (2009) *Monnaie et Financement de l'Économie*, éditions Dunod, Paris
- DELEPLACE Ghislain & LAVIALLE Christophe (2008) *Histoire de la Pensée Économique*, éditions Dunod, Paris
- DRUMETZ Françoise & PFISTER Christian (2010) *Politique Monétaire*, éditions De Boeck Université, Bruxelles
- FRIEDMAN Milton (1976) *Inflation et Systèmes Monétaires*, éditions Calmann-Lévy, New Jersey
- GOUMIRI Mourad (1993) *L'Offre de Monnaie en Algérie*, éditions ENAG, Alger
- KRUGMAN Paul & WELLS Robin (2009) *Macroéconomie*, éditions De Boeck Université, Bruxelles
- LANDAIS Bernard (2008) *Leçons de Politique Monétaire*, éditions De Boeck Université, Bruxelles
- LECAILLON & Alii (2008) *Économie Contemporaine*, éditions De Boeck Université, Bruxelles
- MANKIW Gregory (2001) *Macroéconomie*, éditions De Boeck Université, Bruxelles, 5^{ème} édition.
- OTTAVJ Christian (2010) *Monnaie et Financement de l'Économie*, éditions Hachette, Paris,
- PICARD ERNEST (1930) *La Monnaie et le Crédit en Algérie*, Banque de l'Algérie, Alger
- SAGMA Lamine (2001) *Monnaie et Sociétés*, éditions L'Harmattan, Paris
- VOISIN Michel (2006) *Monnaie et Politiques Monétaires*, éditions Bréal, Rosny

Revue et Articles :

- ALBERT Michel (19 Mai 2000) *Les Banques Centrale*, Quel Avenir pour les Entreprises Publiques, Académie des Sciences Morales et Politiques, Paris
- Alternatives économiques (Octobre 2011) *PIB tout augmente*, Alternatives économiques, les Chiffres 2012, Hors-série N°90
- BARRAN & Alii (Juin 1994) *Transmission de la Politique Monétaire et Crédit Bancaire, une application à cinq pays de l'OCDE*, CEPII Working Papers, N°03
- BENACHENHOU Mourad (31 Décembre 2012) *Inflation et Investissement*, Le Quotidien d'Oran
- CHERGUI Abdelhakim (06 Juillet 2011), *Inflation en Algérie ; les déterminants et le modèle explicatif*, Les Échos de l'Économie & de la Finance, n°268, Société Générale des Médias, Alger
- FAVERO & Alii (Janvier 2001) *La Transmission de la Politique Monétaire dans la Zone Euro*, Série Affaire Economique, Parlement Européen, Econ 110
- ILMANE Mohamed Chérif (Octobre 2007) *Efficacité de la Politique Monétaire en Algérie 1990 2006 une appréciation critique*, 11^{ème} Rencontre Euro-méditerranéenne, Nice
- KAMGNA Séverin Yves & NDAMBENDIA Houdou (Juin 2008) *Excès de Liquidité Systémique et Effectivité de la Politique Monétaire : Cas des Pays de la CEMAC*, Banque des Etats de l'Afrique Centrale.
- LAKSACI Mohammed (2013) *Accélération de l'Inflation en 2012 en Contexte de Décélération Monétaire*, Réunion Annuelle des Directeurs de Succursales et Agences de la Banque d'Algérie, Alger
- MISHKIN Frédéric (Mars 1996) *Les Canaux de Transmission Monétaire*, Bulletin de la Banque de France, N°27, Paris
- MINOIU Camelia (Septembre 2012) *Pris dans la Toile*, Finance & Developpement, Vol. 49, N°3, FMI
- MOULEY Sami (Avril 2012) *Le Rôle des Politiques Monétaires et la Convergence Macroéconomique sur le Développement des Systèmes Financiers dans les Pays du Sud de la Méditerranée*, MEDPRO Technical Report, N°12
- NGAMPANA Frédéric Roland () *Indice de Prix de la Production Industrielle IPPI*, Atelier sur les Indices de Prix et de Volume, AFRISTAT, Bamako
- NUBUKPO Kaka (Novembre 2003) *L'Efficacité de la Politique Monétaire de la Banque Centrale des Etats de l'Afrique de l'Ouest depuis la Libéralisation de 1989*, Document Provisoire, CIRAD, Montpellier (France)

- PARKIN Michael (Septembre 1974) *Les Théories de l'Inflation à l'Épreuve des Faits dans l'Expérience Britannique Récente*, Problèmes Économiques
- PATTERSON Ben & LYGNERUD Kristina (Décembre 1999) *Détermination des Taux d'intérêt*, Parlement Européen, Série Affaires Économiques, ECON 116 FR
- MEZUI-MBENG Pamphile(2009), *Transmission de la Politique Monétaire (le Cas des Pays de la CEMAC)*

Rapports :

- Banque d'Algérie (2011) *Rapport 2010 Evolution Economique et Monétaire en Algérie*
- Banque d'Algérie (2003) *Le Marché Monétaire*, Note d'Information, MediaBANK, N°66
- Banque d'Algérie (Juin 2012) *Bulletin Statistiques Séries Rétrospectives 1964-2011*
- BRITTON Erik & WHITLEY John (Mai 1997) *Bank of England Quarterly Bulletin*, Banque d'Angleterre
- CNES (28 Mai 2005) *Regards sur la Politique Monétaire en Algérie*, 26^{ème} Session Plénière
- ONS, *Les Comptes Économiques de 2000 à 2011*, N°609, Alger
- ONS (Juin 2012) *Indice des Prix à la Consommation 2002-2011*, Collections Statistiques, N°171/2012