La politique monétaire et la stabilité des prix en Algérie: Approche par le modèle ARDL (1990-2018)

Monetary policy and price stability in Algeria: Approach by the ARDL model (1990-2018)

SENAI Asmaa[1]
Doctorante
Université d'Oran 2, Mohamed ben Ahmed
Faculté des sciences économiques, commerciales et sciences de gestion
senai.asmaa@gmail.com

FEKIR Hamza
Maître de conférences (A)
Université d'Oran 2, Mohamed ben Ahmed
Faculté des sciences économiques, commerciales et sciences de gestion
fekir.hamza @gmail.com

Date de soumission : 24/02/2021 / Date d'acceptation :26.03.2021:

Résumé :
Cet article a pour objectif principal l'étude empirique de l'impact des indicateurs de la politique monétaire sur la stabilité des prix en Algérie durant la période 1990 - 2018, en utilisant l'approche ARDL (Auto regressif Distributed Lag).
Les résultats de l'étude montrent que les variables : la masse monétaire et le taux directeur impactent positivement la stabilité des prix, par contre le taux de change effectif réel et les reprises de liquidité ont un effet négatif. Cependant, d'autres tests ont montré que la variation des prix est aussi expliquée par le taux de chômage et le taux de réserve obligatoire.
Mots-clés : Algérie, La politique monétaire, La stabilité des prix, Le modèle ARDL.
Code JEL : E52, E58, E63, C22, C52.
Abstract :
The main objective of this article is the empirical study of the impact of monetary policy indicators on price stability in Algeria during the period 1990 - 2018, using the ARDL approach (Auto regressive Distributed Lag).

[1] **Auteur Correspondant** : SENAI Asmaa, **E-Mail** : senai.asmaa@gmail.com

The results of the study show that the variables money supply and the policy rate have a positive impact on price stability, on the other hand the real effective exchange rate and liquidity recoveries have a negative effect. However, other tests have shown that the price variation is also explained by the unemployment rate and the reserve requirement rate.

Key Word : Algeria, monetary policy, price stability, the ARDL model.
Jel Classification Codes: E52, E58, E63, C22, C52.

Introduction:

Comme étant une composante essentielle de la politique économique, la politique monétaire joue un rôle important dans la réalisation de ses grands objectifs, tel qu'il a été précisé dans le carré magique de N. N.Kaldor (1971) à savoir [2]: la croissance, le plein-emploi, la stabilité des prix et l'équilibre de la balance des paiements.

De nos jours, l'objectif prioritaire dans la plupart des pays, est d'assurer une stabilité des prix, où la politique monétaire se situe au cœur de ces débats afin d'atteindre cet objectif. Selon D. Gerdesmieier (2011), on peut parler de stabilité des prix qu'en absence d'inflation ou de déflation, et si, en moyenne, les prix n'enregistrent ni hausse ni baisse mais demeurent stables dans le temps[3].

La stabilité des prix a émergé donc, comme un élément essentiel voir indispensable dans la politique monétaire dont il est nécessaire de l'étudier.

L'objectif de notre article est de déterminer l'impact de la politique monétaire sur la stabilité des prix en Algérie. En utilisant un certain nombre d'indicateurs afin de tester leurs effets positifs ou négatifs. Dans ce contexte, notre problématique s'articule comme suite : Quel est l'impact de la politique monétaire sur la stabilité des prix durant la période 1990 – 2018?

Comme toute étude de recherche empirique quantitative, il est primordial de fournir une lecture théorique pour ce faire, nous présentons, dans une première partie une revue de la littérature concernant la politique monétaire. Ensuite, nous utilisons la modélisation ARDL qui sera appliquée à notre échantillon d'étude. Enfin, nous exposerons les résultats obtenus et leurs interprétations afin de répondre à notre problématique.

1. Fondements théoriques de la politique monétaire:

Le concept de politique monétaire est très prisé par les économistes. Chaque pays le définit selon leurs spécificités locales. Ce qui rend un peu perplexe de dégager une définition simple et générale.

1.1. La définition de la politique monétaire :

M.Delaplace (2006), définit la politique monétaire comme un instrument de la politique économique, qui rassemble les actions mises en œuvre par les autorités monétaires afin de procurer à l'économie la quantité de monnaie nécessaire à la poursuite de la croissance économique et à la réalisation du plein emploi tout en préservant la stabilité de la valeur de monnaie au niveau interne et externe [4].

[2] Ghazouani. K.. (2005), politiques économiques, édition ENA, Tunis, p 46.
[3] Gerdesmieier. D. (2011), « pourquoi la stabilité des prix est importante pour vous ? », BCE, p 24.
[4] Delaplace M.(2006), Monnaie et financement de l'économie, édition Dunod, , Paris, p 119.

De leur côté, Artus et Virard (2010), considère la politique monétaire comme un ensemble des mesures qui sont destinées à agir sur les conditions de financement de l'économie. Son objectif principal est le maintien de la stabilité des prix (approche monétariste), mais elle peut aussi favoriser la croissance et le plein-emploi (approche keynésienne)[5].

Compte tenu de ce qui précède, on peut affirmer que la politique monétaire est une politique économique dite conjoncturelle, elle désigne l'ensemble des mesures et des actions menées par les autorités monétaires pour agir sur l'activité économique par l'intermédiaire de l'offre monétaire, afin d'assurer en préalable, la stabilité des prix et atteindre les autres objectifs de la politique économique.

1.2. Les objectifs et les instruments de la politique monétaire :

Selon les théoriciens, les objectifs de la politique monétaire sont nombreux, ces derniers sont hiérarchisés principalement en trois niveaux ayant une relation très étroite entre eux : Les objectifs finals, les objectifs intermédiaires et les objectifs opérationnels.

Les objectifs finals : sont ceux de la politique économique représentés par le fameux carré de Kaldor, Ce carré est qualifié de « magique » car, selon Kaldor, il est impossible de réaliser les quatre objectifs simultanément. À savoir : la croissance, le plein-emploi, la stabilité des prix et l'équilibre de la balance des paiements.

Les objectifs intermédiaires : ils sont plus ou moins maîtrisables et contrôlables et ils influencent directement les objectifs finaux. Il faut seulement que ces cibles soient mesurables. Selon D.Plihon (2000), Ces principaux objectifs intermédiaires sont de trois sortes: l'objectif quantitatif (le contrôle des agrégats de monnaie), les taux d'intérêt et les taux de change. [6]

Les objectifs opérationnels : Pour atteindre les objectifs intermédiaires, les autorités monétaires peuvent agir sur des objectifs opérationnels, c'est-à-dire des variables qu'elles peuvent contrôler directement (taux de réescompte, taux du marché de la monnaie centrale), cela veut dire des taux auxquels s'échange la monnaie centrale et quantité de monnaie centrale.

Les instruments de la politique monétaire : Pour atteindre ses objectifs, la banque centrale dispose d'une série d'instruments de politique monétaire, il s'agit de variables qui sont directement ou indirectement sous le contrôle de la banque centrale.

Selon Mishkin (2000), les instruments directs ont des effets directs et rapides sur les contreparties de la masse monétaire, où les autorités monétaires agissent directement sur la quantité de crédit qui est accordée à l'économie par l'encadrement et la sélectivité des crédits[7].

Les instruments indirects **:** consistent à limiter la liquidité bancaire à travers les politiques suivantes : la politique de réescompte, la politique d'open market et la politique des réserves obligatoires[8].

1.3. Un bref aperçu sur la conduite de la politique monétaire en Algérie :

[5] Artus. P et Virard M.P. (2010), La liquidité incontrôlable : qui va maîtriser la monnaie mondiale?, Pearson Education France, Paris, p 6.

[6] Plihon.D.(2000), la monnaie et ses mécanismes, édition la decouverte, Paris, p 87.
[7] Mishkin. F.(2010), Monnaie, Banque et marchés financiers, Ed Pearson Education, France, p 493.
[8] Banque de France (2006), Revue de la stabilité financière n° 9.

Depuis son indépendance politique en 1962, l'Algérie a connu différentes étapes d'organisation de son économie nationale, dont la plus importante est celle de la politique monétaire. Cet Etat a procédé à la nationalisation des secteurs clés de l'économie en passant par la reconquête de sa souveraineté monétaire et financière en créant le Trésor Public, la Banque Centrale d'Algérie (BCA), en tant qu'autorité monétaire, et le Dinar Algérien (DZA), comme monnaie nationale.
En effet, le système financier Algérien a connu plusieurs phases durant son évolution :

- La période de la planification centralisée : (1962-1989)

1962-1970 : c'est une période post indépendance où la politique monétaire algérienne était neutre, elle se basait principalement sur un financement bancaire avec l'absence d'un marché financier.
1970-1989 : Depuis 1970, l'Algérie a opté pour un modèle de croissance basé sur la planification centralisée et le développement de l'industrie lourde, mais avec le choc pétrolier de 1986, ce système a été remis en cause. Désormais, il fallait préparer les assises et les mécanismes nécessaires pour le passage à un système économique adéquat à l'ère de la mondialisation, avec la promulgation de la loi 90-10 relative à la monnaie et au crédit (LMC).

- La période de transition vers l'économie de marché (1990-1999)

Avec l'avènement de loi 90–10 et l'application des programmes de stabilisation et d'ajustement structurel, l'économie algérienne a connu plusieurs changements et transformations, cette phase a pris une durée de dix (10) ans c'est-à-dire jusqu'aux années 2000.

- La période de l'économie de marché (2000- à ce jour)

A partir de l'an 2000, la politique monétaire algérienne est devenue plus solide et meilleure par rapport à la décennie qui la précède, surtout avec la promulgation de l'ordonnance 03–11, ce n'est qu'à partir de cette année-là que cette politique se conduisait d'une manière autonome d'où elle a réalisé des résultats performants sur le plan macroéconomique parmi lesquels[9]: une inflation modérée et stable, une croissance économique modeste mais progressive, une balance des paiements excédentaire, un système bancaire en excès de liquidités etc.
En 2015, la chute des cours du pétrole (34,6 € par baril ce prix a atteint son plus bas niveau depuis mars 2009) a entraîné un tarissement des excédents de liquidités (Les réserves de change de l'Algérie sont passées à 97,33 milliards de dollars à fin décembre 2017), ce qui nécessite à la Banque d'Algérie de rétablir son contrôle[10].
De ce qui précède et comme le confirme Yacine Boumghar (2004)[11], nous ne pourrons parler de l'existence d'une politique monétaire au sens de l'analyse économique, en Algérie qu'avec l'avènement de la loi sur la monnaie et le crédit en 1990. A cet effet, il est utile de s'interroger économétriquement sur l'impact de la politique monétaire sur la stabilité des prix à partir de l'année quatre-vingt-dix.

[9] Ilmane M.C. (octobre 2007), « Efficacité de la politique monétaire en Algérie 1990-2006 : une appréciation critique », p 16.
[10] Rapport de la banque d'Algérie, 2018.
[11] Boumghar .M.Y. (2004), « la conduite de la politique monétaire en Algérie », revue CREAD, Algérie, p 11.

2. Etude économétrique : l'impact de la politique monétaire sur la stabilité des prix en Algérie durant la période 1990-2018 :

L'approche méthodologique utilisée dans le cadre de cette étude consiste à la formulation d'un modèle économétrique afin d'étudier l'impact à long terme de la politique monétaire sur la stabilité des prix en Algérie, tout en mettant en relief les facteurs explicatifs les plus pertinents, en utilisant un modèle ARDL[12].

2.1. Le choix des données utilisées dans le modèle ARDL :

Nous utilisons des données **trimestrielles** à partir de l'année 1990 jusqu'à 2018. Toutes ces variables sont prises en logarithme afin d'éviter les problèmes d'hétéroscédasticité.

Nos sources de données sont multiples : les Statistiques Financières Internationales du FMI, La banque d'Algérie, la Banque Mondiale et l'ONS Algérien.

Sur la base des connaissances et des travaux de recherche empiriques développés sur la question, nous allons faire appel à dix (10) variables. Il s'agit de :

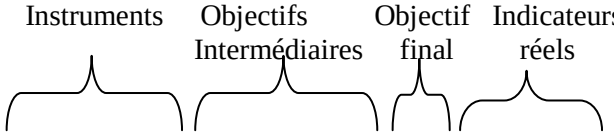
La variable à expliquer (la variable dépendante) : est représentée par l'indice des prix à la consommation (IPC).

Les variables explicatifs: La masse monétaire (M2), le produit intérieur brut (PIB), les crédits accordés à l'économie (CE), la reprise de liquidité (RL), le taux des réserves obligatoires (TRO), le taux de change effectif réel (TCER), le taux de réescompte (DIR), les prix du pétrole (PP), le taux de chômage (TCHOM).

2.2. La spécification du modèle ARDL :

Les modèles «ARDL », sont des modèles dynamiques. Ces derniers ont la particularité de prendre en compte la dynamique temporelle dans l'explication d'une variable (série chronologique), améliorant ainsi les prévisions et l'efficacité des politiques, contrairement aux modèles simples (non dynamique) dont l'explication instantanée ne restitue qu'une partie de la variation de la variable à expliquer[13]. La procédure ARDL nous permettra aussi d'identifier une éventuelle relation de long terme entre les variables et elle n'exige pas que la série soit intégrée du même ordre, mais sans dépassé l'ordre 2.

La forme mathématique du modèle peut se présenter comme suite :



IPC = F (TRO, RL, DIR, M2, CE, TCER, PIB, PP, TCHO)

Après avoir identifié la fonction économique, il est nécessaire de la transformer à un modèle économique sous forme logarithmique :

$$\begin{aligned}\textbf{LIPC} = {} & \alpha 1 + \alpha 2.D(LPIB) + \alpha 3.D(LTCHO) + \alpha 4.D(LM2) + \alpha 5.D(LCE) + \\ & \alpha 6.D(LTCER) + \alpha 7.D(LTRO) + \alpha 8.D(LDIR) + \alpha 9.D(LRL) + \\ & \alpha 10.D(LPP) + \alpha 11.LIPC + \alpha 12.LPIB + \alpha 13.LTCHO + \alpha 14.LM2 + \\ & \alpha 15.LCE + \alpha 16.LTCER + \alpha 17.LTRO + \alpha 18.\ LDIR\ (-1) + \\ & \alpha 19.LRL + \alpha 20.LPP + \varepsilon\end{aligned}$$

[12] Auto Regressive Distributed Lag

[13] Kibala Kuma.J. (2018) , « Modélisation ARDL,Test de cointégration aux bornes et Approche de Toda-Yamamoto », HAL, Congo-Kinshasa, p 6.

D'où : α 1 : représente la constante ;
α 2 à α 10 : des coefficients de pondération du modèle économétrique qui représentent la dynamique à court terme ;
α 11 à α 20 : des coefficients de pondération du modèle économétrique qui représentent la dynamique à long terme ;
Ɛ : représente les résidus de l'équation.

2.3. Les résultats des estimations de l'analyse économétrique avec la modélisation ARDL :

Avant tout traitement économétrique, il convient de s'assurer de la stationnarité des variables retenues car la stationnarité constitue une condition nécessaire pour éviter les relations factices.

2.3.1. Test de Stationnarité ADF

Pour tester la stationnarité des séries du modèle, nous utilisons la méthode de racine unitaire d'Augmented Dickey-Fuller. les résultats obtenus sont comme suit :

Tableau 1. Résultats du test de stationnarité et d'intégration (ADF)

Variables	niveau		Différence 1ère		Ordre d'Intégration
	t-statistic	Prob*	t-statistic	Prob*	
LIPC	-2.338941	0.1618	-2.015536	0.0425	I(1)
LTRO	-1.247742	0.6518	-10.79920	0.0000	I(1)
LRL	-1.728598	0.4142	-10.72094	0.0000	I(1)
LDIR	-0.362028	0.9107	-12.71581	0.0000	I(1)
LM2	-2.056551	0.2627	-5.031751	0.0000	I(1)
LCE	-0.365431	0.9102	-12.96752	0.0000	I(1)
LTCER	-4.422346	0.0005			I(0)
LPIB	-2.747607	0.0693	-10.00766	0.0000	I(1)
LPP	-2.026636	0.2752	-10.10613	0.0000	I(1)
LTCHO	-1.338489	0.6096	-2.255855	0.0239	I(1)

Source : calculs obtenus par les auteurs à partir du logiciel EVIEWS 10

On remarque que la variable (LTCER) est stationnaire en niveau c'est à dire stationnaire à l'ordre (0). Et les autres variables à savoir (LIPC LTRO LRL LDIR LM2 LCE LPIB LPP LTCHO) sont stationnaires en première différence, c'est à dire stationnaires à l'ordre (1). Nous rejetons l'hypothèse H0, nous pouvons donc conclure que ces variables ne possèdent pas des racines unitaires et sont donc stationnaires.

2.3.2. Test de cointégration ARDL bounds :

Le test de cointégration nous permettra d'identifier une éventuelle relation de long terme entre les variables. L'équation sera estimée à l'aide de l'approche de cointégration ARDL Bound Testing, développée par Pesaran et al, (1997,1999, 2001)[14].

[14] Pesaran. H, Shin.Y, and Smith.R. (2001), « Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships», journal of Applied Econometrics.16.No.3:289-326.

Tableau 2. Résultats du test de cointegration aux bornes Pesaran et al(2001)

F-Bounds Test		Null Hypothesis: No levels relationship		
Test Statistic	Value	Signif.	I(0)	I(1)
F-statistic	8.996807	10%	1.8	2.8
k	9	5%	2.04	2.08
		2.5%	2.24	3.35
		1%	2.5	3.68

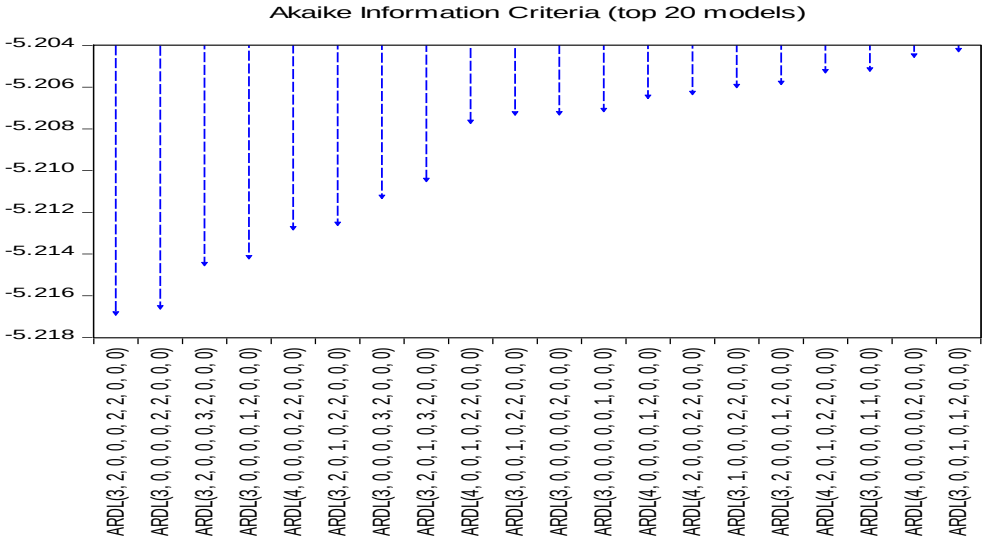
Source : calculs obtenus par les auteurs à partir du logiciel EVIEWS 10

Les résultats du test confirment l'existence d'une relation de cointégration aux bornes de la série sous étude : la valeur de F-stat est 8.99 est supérieure à celle de la borne supérieure, ce qui donne la possibilité d'estimer les effets de long terme des variables sur l'IPC.

2.3.3. Test du modèle optimal et la détermination du nombre de retards :

Nous allons nous servir du critère d'information de SCHWARZ (AIC) pour sélectionner le modèle ARDL optimal, celui qui offre des résultats statistiquement significatifs avec les moins des paramètres. Ci-dessous le modèle optimal retenu :

Figure 1. Le modèle optimal AIC



Source : Etabli par les auteurs à partir du logiciel EVIEWS 10

Comme nous pouvons le voir, le modèle ARDL (3, 2, 0, 0, 0, 2, 2, 0, 0, 0) est le plus optimal parmi les 19 autres présentés, car il offre la plus petite valeur du SIC et indique le nombre de retard par trimestre de chaque variable (IPC TRO RL DIR M2 CE TCER PIB PP TCHO).On peut dire que le nombre de décalage retenu correspond à la valeur la plus faible des critères est comme suit : trois retards pour l'IPC, deux retards pour : le taux de réserves obligatoires, le crédit à l'économie et

les reprises de liquidités et aucun retard n'a été enregistré pour le reste des variables.

2.3.4. Test d'estimation du modèle ARDL et de la force de rappel :

L'équation du modèle à correction d'erreurs **(LIPC)** est estimée en utilisant la méthode ARDL sur les données de l'économie algérienne entre 1990 et 2018 en utilisant le logiciel Eviews10. Les résultats sont donnés dans le tableau suivant :

Tableau 3. Test d'estimation du modèle ARDL

Dependent Variable: LIPC
Method: ARDL
Date: 02/17/21 Time: 11:59
Sample (adjusted): 1990Q4 2018Q4

Dynamic regressors (4 lags, automatic): LTRO LRL LDIR LM2 LCE LTCER LPIB LPP LTCHO Selected Model: ARDL (3, 2, 0, 0, 0, 2, 2, 0, 0, 0)			
R-squared	0.998961	Mean dependent	4.315205
Adjusted R-squared	**0.998762**	S.D. dependent	0.512254
S.E. of regression	0.018025	Akaike info criterion	-5.041961
F-statistic	5020.313	Durbin-Watson stat	**1.849013**
Prob(F-statistic)	**0.000000**		

Source : calculs obtenus par les auteurs à partir du logiciel EVIEWS 10

D'abord, le modèle est significatif avec une probabilité de 0 et un R^2 ajusté de 0,99, c'est à dire les variables exogènes expliquent la variable IPC à 99%.

De plus, la statistique de Fisher est supérieure à la valeur tabulée au seuil de 5% (2.59), ceci confirme que notre modèle est globalement significatif.

De même, le coefficient de Durbin-Watson est proche de 2 attestant de la juste identification de l'équation étudiée.

Le retour à l'équilibre : Le coefficient appelé force de rappel vers l'équilibre doit être à la fois significatif, systématiquement négatif et compris entre 0 et 1 en valeur absolue.

Tableau 4. Test du coefficient du retour à l'équilibre

ARDL Error Correction Regression Dependent Variable: D(LIPC) Selected Model: ARDL(3, 2, 0, 0, 0, 2, 2, 0, 0, 0)				
Case 2: Restricted Constant and No Trend				
CointEq(-1)*	**-0.134743**	0.012877	-10.46389	**0.0000**

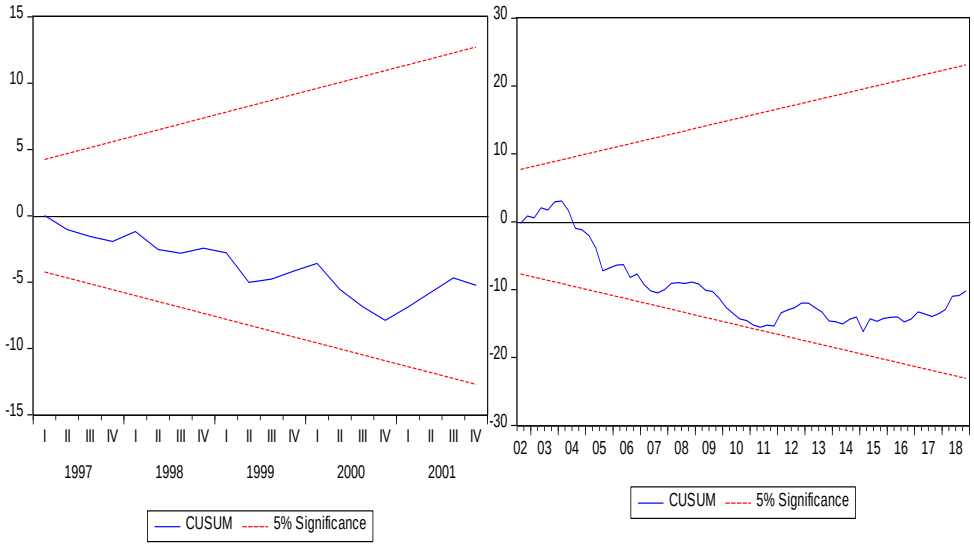
Source : calculs obtenus par les auteurs à partir du logiciel EVIEWS 10

En effet, l'estimation du modèle permet de constater que la valeur du coefficient de rappel est négative (-0,13) et significative avec une probabilité de 0, alors le délai de retour à l'équilibre est de 1/0.13 ≈ 8 trimestres soit 2 années. Il existe donc bien un rattrapage vers la valeur d'équilibre autrement dit, un mécanisme à correction d'erreur : à long terme, ce qui garantit un mécanisme de correction d'erreur.

2.3.5. Test de stabilité du modèle :

Pour tester la stabilité de l'équation de notre étude, nous pouvons utiliser le test de stabilité Cusum comme suit :

Figure 2. Test de Stabilité (Cusum)



Source : Etabli par les auteurs à partir du logiciel EVIEWS 10

Le test de stabilité du modèle donne aussi des résultats satisfaisants : la courbe ne sort pas de la bande. Pour cela, on peut dire que le modèle est stable sur toute la période de 1990 à 2018 et même fiable pour faire des prévisions.

2.3.6. Les tests de robustesses du modèle :

Pour tester la validité du modèle ARDL estimé, plusieurs tests peuvent être effectués :

Test d'autocorrélation : Il présente graphiquement des fonctions d'autocorrélation et d'autocorrélation partielle des résidus jusqu'à 36 retards. Tous les termes se trouvent à l'intérieur de l'intervalle de confiance (en annexe). Ainsi, la probabilité de la statistique Q est nettement supérieure au seuil de 5%, cela signifie qu'on accepte l'hypothèse nulle de l'absence d'autocorrélation des résidus.

Test de normalité de Jarque-Bera : D'après les résultats obtenus (présentés en annexe), on remarque que le coefficient de Jarque-Bera est de 2,03 avec une probabilité de 0,362 qui est supérieure à 0,05=5%, ce qui veut dire qu'on accepte l'hypothèse nulle de normalité des termes d'erreurs ou résidus.

Test d'hétéroscédasticité : D'après les résultats obtenus (en annexe), on remarque que la probabilité du test est de 0.9615 est supérieure à 5%, ce qui veut dire qu'on

accepte l'hypothèse nulle d'homoscédasticité des résidus ou termes d'erreurs, c'est-à-dire qu'il n'existe pas d'Hétéroscédasticité dans le modèle.

Par ailleurs, au regard des tests précédents à savoir : la stabilité du modèle durant la période 1990- 2018, l'absence d'autocorrélation des erreurs et d'hétéroscédasticité, l'existence d'une normalité des erreurs, le modèle a été bien spécifié, les hypothèses étant validées, nous pouvons interpréter les résultats issus des estimations du notre modèle ARDL.

2.4. Les résultats du modèle ARDL :

Le tableau ci-dessous nous fournit les coefficients de court et long terme : les variables sont plus significatives à long terme, qu'à court terme.

Tableau 5. Résultats d'estimation des coefficients à CT et à LT

ARDL Long Run Form and Bounds Test
Dependent Variable: D(LIPC)
Selected Model: ARDL(3, 2, 0, 0, 0, 2, 2, 0, 0, 0)
Date: 02/17/21 Time: 12:31
Sample: 1990Q1 2018Q4
Included observations: 113

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.940443	0.591149	-1.590874	0.1150
D(LIPC(-1))	-0.111025	0.093846	-1.183056	0.2398
D(LIPC(-2))	-0.234931	0.093861	-2.502968	0.0140
D(LTRO)	0.001072	0.000756	1.416971	0.1598
D(LTRO(-1))	0.000816	0.000767	1.064509	0.2898
D(LCE)	0.002454	0.008835	0.277724	0.7818
D(LCE(-1))	0.006559	0.008860	0.740268	0.4610
D(LTCER)	-0.046482	0.038654	-1.202500	0.2322
D(LTCER(-1))	0.036615	0.034396	1.064511	0.2898
Levels Equation Case 2: Restricted Constant and No Trend				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LTRO	0.003620	0.004539	0.797511	0.4272
LRL	**-0.004669**	0.002018	-2.314074	**0.0228**
LDIR	**0.658968**	0.158411	4.159854	**0.0001**
LM2	**0.565188**	0.075472	7.488698	**0.0000**
LCE	-0.089083	0.051729	-1.722121	0.0883
LTCER	**-0.634531**	0.184060	-3.447403	**0.0008**
LPIB	0.006808	0.050726	0.134209	0.8935
LPP	-0.077715	0.064566	-1.203648	0.2317
LTCHO	-0.110994	0.145892	-0.760795	0.4487
C	**-6.979544**	3.413342	-2.044783	**0.0437**

Source : calculs obtenus par les auteurs à partir du logiciel EVIEWS 10

L'équation à long terme peut être réécrite avec les coefficients estimés :

LIPC = - 0.0036.LTRO - 0.0047.LRL + 0.6590.LDIR + 0.5652.LM2 - 0.0891.LCE - 0.6345.LTCER + 0.0068.LPIB -0.0777.LPP - 0.1110.LTCHO - 6.9795

La formulation accepte une constante, sa probabilité est significative et les résultats obtenus montrent l'existence d'un impact significatif de quatre variables sur la stabilité des prix:

La masse monétaire a une influence positive significative à long terme sur la stabilité des prix car cette variable est considérée comme un élément déterminant dans l'explication de l'inflation. Une augmentation de 1% de M2 entraine une augmentation de 0,56% de l'IPC. Ce résultat est conforme à celui de la banque d'Algérie, dans une étude économétrique de type VECM [15] portante sur les déterminants de l'inflation sur la période 2001-2013, c'est la masse monétaire qui contribue d'une grande part par rapport aux autres déterminants soit 67%.[16]

Les travaux réalisés par la BCEAO[17] (2002 et 2006), montrent aussi que l'inflation est sensible à l'évolution de la masse monétaire. Il a été constaté qu'une hausse de 1 point de pourcentage de la masse monétaire entraîne, une progression de l'inflation de 0,35 point à long terme[18].

Le taux directeur a un impact positif sur la stabilité des prix, malgré que cet effet n'a pas été confirmé dans l'étude théorique. Une augmentation de 1% du TDIR entraine une augmentation de 0,66% de l'IPC. Le taux de réescompte et l'inflation ont évolués dans le même sens. Un résultat qui permet de repérer au cours de cette période une dynamique du taux d'intérêt réel conforme au paradoxe de Fisher[19]. Ce résultat contre intuitif peut être expliqué par la surliquidité structurelle du système bancaire algérien, d'où les banques ne recourent plus à la banque centrale, et le marché monétaire devient hors banque, c'est pour ce le taux de réescompte s'est fixé à 4% depuis 2004 pour arriver à 3,75% en 2018.

Le taux de change effectif réel à long terme, a une influence négative sur la stabilité des prix, ce dernier est économiquement significatif. Une diminution de 1% du TCER entraine une augmentation de 0,63% de l'IPC. Le résultat obtenu est semblable à celui de la FMI (2004). Ce dernier a fourni une étude sur l'estimation de l'inflation en fonction de ses principaux déterminants en Algérie. Le résultat suggère un impact important dans le long terme. En effet, une dépréciation de 1% du taux de change augmente l'inflation de 0,17%, toutefois sur le court terme le taux de change n'a aucun impact sur l'inflation.[20] De leur côté, Elhanan Helpman et Leonardo Leiderman (1988), ont démontré également que la dépréciation continue du taux de change était la cause essentielle de la dynamique inflationniste.

Les reprises de liquidités, comme attendu, a un impact négatif sur la stabilité des prix. Une diminution de 1% des reprises de liquidité entraine aussi une augmentation de l'IPC de 0.005%. Sur des études effectuées en Algérie, sur les reprises de liquidités, il a été déduit aussi que cet instrument a réussi à éponger une

[15] Un modèle vectoriel à correction d'erreur.
[16] Rapport annuel de la Banque dAlgerie, 2013, p 26.
[17] Banque Centrale des États de l'Afrique de l'Ouest
[18] Mathurin D. T, Hounkpatin. M, (2007), « Le lien entre masse monétaire et l'inflation dans les pays de l'UEOMA» ; Revue économique et monétaire, p 8.
[19] Fisher considérait la corrélation positive entre P et r comme irrationnelle. Cependant il voyait une explication de ce phénomène dans la lenteur des ajustements du taux d'intérêt aux variations de prix.
[20] IMF, (2004), «Algeria: Selected Issues and Statistical Appendix», Country Report, No 04/312004, p 25-28.

quantité monétaire conséquente depuis le début de son utilisation en 2002 jusqu'au 2015[21]. La rémunération des reprises de liquidités [22] permettrait à la Banque d'Algérie de susciter le placement d'un maximum des ressources oisives à son niveau avec l'objectif d'une meilleure maîtrise de la masse monétaire[23] et par conséquent de la stabilité des prix.

Conclusion :

Les résultats montrent l'existence d'un impact significatif de la masse monétaire, du taux de change effectif réel, des reprises de liquidité et du taux directeur sur la stabilité des prix ce qui confirme l'importance des indicateurs de la politique monétaire sur la stabilité des prix en Algérie durant la période 1990-2018.

Ceci dit que les informations antérieures sur ces quatre variables permettent une meilleure prévision de stabilité des prix en Algérie.

Malgré que les variations des autres variables ne sont pas significatives mais d'autre tests, tel que le test de causalité montre que le taux de chômage (TCHO) cause aussi au sens de granger la stabilité des prix (IPC). La décomposition de la variance, indique aussi qu'au bout de deux années et demi, la variation des prix est expliquée par les chocs du taux de réserve obligatoire de 9%.

Les autres variables le PIB, le prix du pétrole et les crédits à l'économie, selon le modèle, n'influencent pas d'une façon significative la stabilité des prix.

Ces résultats confirment alors, l'impact des indicateurs de la politique monétaire sur la stabilité des prix en Algérie durant la période 1990 – 2018 et par conséquent l'importance de la politique monétaire.

Références bibliographiques:

Artus. P et Virard M.P. (2010), La liquidité incontrôlable : qui va maîtriser la monnaie mondiale?, Pearson Education France, Paris, p 6.

Banque Centrale d'Algérie. (2009), « Rapport sur la situation monétaire et politique monétaire », p 168.

Banque de France (2006), Revue de la stabilité financière n° 9.

Boumghar .M.Y. (2004), « la conduite de la politique monétaire en Algérie », revue CREAD, Algérie, p 11.

Delaplace M.(2006), Monnaie et financement de l'économie, édition Dunod, , Paris, p 119.

Gerdesmieier. D. (2011), « pourquoi la stabilité des prix est importante pour vous ? », BCE, p 24.

Ghazouani. K.. (2005), politiques économiques, édition ENA, Tunis, p 46.

Ilmane M.C. (octobre 2007), « Efficacité de la politique monétaire en Algérie 1990-2006 : une appréciation critique », p 16.

IMF, (2004), «Algeria: Selected Issues and Statistical Appendix», Country Report, No 04/312004, p 25-28.

Kibala Kuma.J. (2018) , « Modélisation ARDL,Test de cointégration aux bornes et Approche de Toda-Yamamoto », HAL, Congo-Kinshasa, p 6.

Mathurin D. T, Hounkpatin. M, (2007), « Le lien entre masse monétaire et l'inflation dans les pays de l'UEOMA» ; Revue économique et monétaire, p 8.

Mishkin. F.(2010), Monnaie, Banque et marchés financiers, Ed Pearson Education, France, p 493.

Pesaran. H, Shin.Y, and Smith.R. (2001), « Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships», journal of Applied Econometrics.16.No.3:289-326.

Plihon.D.(2000), la monnaie et ses mécanismes, édition la decouverte, Paris, p 87.

Rapports de la banque d'Algérie, 2010, 2013 et 2018.

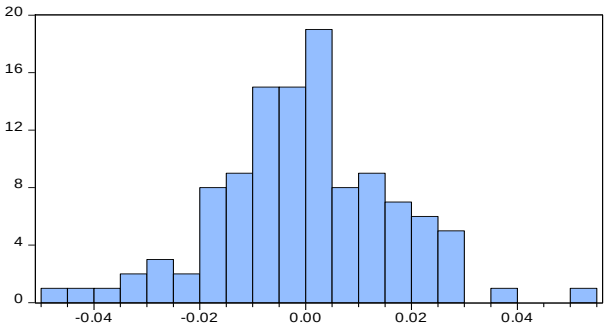
[21] Dès l'été 2016, la Banque d'Algérie, avait suspendu l'instrument de la reprise de liquidité.

[22] De fin 2003 à 2009 les montants repris sont passés de 230 à1100 Mds de dinars..

[23] Banque Centrale d'Algérie. (2009), « Rapport sur la situation monétaire et politique monétaire », p 168.

Annexes

Annexe 1 : Test de normalité de Jarque-Bera



Series: Residuals
Sample 1990Q4 2018Q4
Observations 113

Mean	-1.45e-15
Median	-9.39e-06
Maximum	0.052637
Minimum	-0.047733
Std. Dev.	0.016513
Skewness	-0.020424
Kurtosis	3.655683
Jarque-Bera	2.032062
Probability	0.362029

Annexe 2 : Test d'autocorrélation de la série de résidus

Date: 02/14/21 Time: 11:07
Sample: 1989Q1 2018Q4
Included observations: 111
Q-statistic probabilities adjusted for 29 dynamic regressors

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob*
		1	-0.003	-0.003	0.0008	0.977
		2	0.004	0.004	0.0024	0.999
		3	0.012	0.012	0.0200	0.999
		4	-0.123	-0.123	1.8021	0.772
		5	0.070	0.071	2.3894	0.793
		6	-0.140	-0.143	4.7464	0.577
		7	0.059	0.068	5.1705	0.639
		8	0.059	0.039	5.5892	0.693
		9	-0.025	-0.004	5.6646	0.773
		10	0.049	0.009	5.9591	0.819
		11	-0.113	-0.084	7.5476	0.753
		12	-0.066	-0.082	8.1053	0.777
		13	-0.012	-0.005	8.1233	0.835
		14	-0.078	-0.061	8.9175	0.836
		15	0.081	0.054	9.7828	0.833
		16	0.028	0.030	9.8876	0.872
		17	-0.141	-0.172	12.548	0.766
		18	0.012	-0.009	12.566	0.817
		19	-0.086	-0.058	13.566	0.808
		20	-0.025	-0.038	13.653	0.848
		21	0.016	0.014	13.690	0.883
		22	-0.105	-0.097	15.252	0.851
		23	0.154	0.085	18.627	0.723
		24	0.025	0.034	18.719	0.767
		25	-0.017	-0.043	18.760	0.808
		26	-0.108	-0.145	20.476	0.768
		27	-0.093	-0.027	21.767	0.749
		28	-0.013	-0.092	21.794	0.791
		29	-0.057	-0.028	22.285	0.808
		30	-0.043	-0.098	22.572	0.832
		31	0.018	-0.049	22.625	0.862
		32	-0.011	-0.037	22.644	0.889
		33	0.044	0.006	22.958	0.904
		34	0.021	-0.007	23.030	0.923
		35	0.049	0.080	23.434	0.932
		36	-0.020	-0.078	23.501	0.946

*Probabilities may not be valid for this equation specification.

Annexe 3 : Test d'hétéroscédasticité

Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	0.002287	Prob. F(1,110)	0.9619
Obs*R-squared	0.002328	Prob. Chi-Square(1)	**0.9615**