



**Estimation de la fonction de demande de monnaie en Algérie : étude
économétrique sur la période 1970-2019**
**Estimation of the money demand function in Algeria: econometric study over
the period 1970-2019**

ATMANI Anissa¹, MOUFFOK Nacer-Eddine*²

¹Université de Bejaia (ALGERIE), atmani655@gmail.com

²Université de Bejaia (ALGERIE), nacermouffok2003@yahoo.fr

Reçue : 05/05/2021

Accepté : 31/05/2021

Publié : 07/06/2021

Résumé:

Cet article a pour objectif d'examiner l'existence d'une fonction de demande de monnaie de long terme pour le cas de l'Algérie. Ainsi, une estimation économétrique sera proposée en prenant en compte certains événements économiques que le pays a connus durant notre période d'étude (1970-2019). Les résultats aboutissent à l'existence d'une convergence, à long terme, des déterminants de la demande de monnaie tels le taux d'escompte, le revenu réel ainsi que le taux de change. En plus, le test CUSUM confirme l'existence d'une stabilité de la relation de long terme, sur notre période d'estimation, de la demande de monnaie et des différentes variables explicatives choisies.

Mots clés (5 mots) : Algérie ; demande de monnaie ; long terme ; stabilité ; test.

Code JEL Classification : C01

Abstract:

This article aims to examine the existence of a long-term money demand function for the case of Algeria. Thus, an econometric estimate will be proposed by taking into account certain economic events that the country experienced during our study period (1970-2019). The results lead to the existence of a long-term convergence of the determinants of the demand for money such as the discount rate, real income as well as the exchange rate. In addition, the CUSUM test confirms the existence of a stability of the long-term relationship, over our estimation period, of the demand for money and of the various explanatory variables chosen.

Keywords (5 words): Algeria; demand for money; long term; stability; test.

Code JEL Classification : C01

Introduction:

La fonction de demande de monnaie a fait l'objet de plusieurs études de la part des chercheurs, universitaires et gouverneurs soit des pays développés ou en développement (Abderrezak A, 2000, p.78). Cet intérêt est apparu dès les premiers travaux de Friedman (1956). Mais en 1982, ce dernier, en collaboration avec Schwartz et appuyés par Laidler, ont pu affirmer que la demande de monnaie représente un élément primordial dans l'estimation et la prise de décision des politiques monétaires (Apostolos S, 2007, p.18). Goldfeld (1994) affirme qu'il existe un lien important entre la demande de monnaie et ses principaux déterminants et donc dans la conduite de la politique monétaire (Boumghar M.Y. 2004, p.9).

Cette relation, qui mènera à la formulation de la fonction de demande de monnaie, a poussé certains économistes à étudier de façon empirique ce lien important qui peut exister entre la demande de monnaie et ses déterminants. L'étude de cette fonction de demande de monnaie est d'évaluer sa stabilité (Dritsaki C. et Dritsaki M. 2012, p.12). C'est ainsi qu'en 1956 que Friedman affirmait que la demande de monnaie est stable, il précisait que «...les fluctuations aléatoires de la demande d'encaisses sont faibles et son évolution peut être prévue avec une

*Auteur correspondant

précision raisonnable au moyen de la fonction de demande de monnaie » (Talabong H. 2012, p.435). Donc, c'est pour cette raison que l'étude de la stabilité de la fonction de demande de monnaie est primordiale du fait de ses effets sur la mise en place et en œuvre de la politique monétaire. En effet, lorsque cette fonction devient instable, il serait très difficile d'assurer une politique monétaire et donc une politique de ciblage monétaire crédible (Manoury J. 2009, p.36).

La fonction de demande de monnaie a suscité beaucoup d'études et de travaux, théoriques et empiriques, et la grande partie de ces études dérivent de la courbe LM. Cependant, la modélisation économétrique et l'économétrie des séries non stationnaires se sont développées au fur à mesure du développement des outils et logiciels de calcul, particulièrement avec la théorie de la cointégration qui a été proposée par Granger et Weiss en 1983 (Yves Togba B. et al. 2013, p.39), formulée par Granger en 1981, et développée par Engel et Granger en 1987 ainsi que Johansen en 1988 et en 1991 (Sani D. et al. 2014, p.23). L'apport de cette méthode est qu'elle permet d'estimer et de tester les relations d'équilibre sur le long terme entre différentes variables. Néanmoins, la méthode traditionnelle peut donner des résultats non satisfaisants du fait de ne pas prendre en considération des chocs importants dans la dynamique des données pourrait produire des effets négatifs sur la qualité du modèle même ou mettre en cause la théorie de cointégration.

Ainsi, Friedman (1956) explique que la réalisation d'un objectif intermédiaire de la politique monétaire implique la prise en compte d'un agrégat monétaire fondé sur l'hypothèse selon laquelle la fonction d'encaisses réelles doit être stable à long terme (Medaci N. 2013, p.11). Cette hypothèse représente également un fondement pour la nouvelle école classique de Sargent et Wallace (1975) et de Barro (1993) (Hanafiah H. (2012, p.4). C'est dans cette optique que notre problématique se construit autour de l'interrogation principale suivant :

Comment la fonction de demande de monnaie est-elle estimée en Algérie?

Pour apporter une meilleure réponse à cette problématique, on testera deux hypothèses. La première, basée sur les travaux de McKinnon et al. (1984) et de Ambler et McKinnon (1985), met en évidence l'omission d'une variable importante de l'analyse (le taux de change) comme source d'instabilité économétrique (Avouyi D.S. et al. 2003, p.56). La deuxième hypothèse consiste en l'existence d'un ou plusieurs changements structurels au niveau de l'économie Algérienne durant la période d'étude (Goux J.F. (2005, p.61). Dans le cas de l'Algérie, il existe au moins trois changements qui ont pu influencer, de manière directe ou indirecte, son économie. Pour ne citer que trois, le passage de l'économie planifiée vers l'économie de marché, la mise en place de la nouvelle Loi sur la Monnaie et le Crédit en 1990 (LMC), ainsi que l'ajustement structurel (1994).

En somme, notre travail consiste à estimer et à vérifier la stabilité de la fonction d'encaisses en Algérie. Pour cela, nous devons tout d'abord vérifier s'il existe, ou pas, une relation cointégrante de demande de monnaie en Algérie. Ensuite, essayer de déterminer un modèle de prévision de la valeur de référence de l'agrégat monétaire M2 en Algérie. Enfin, proposer quelques recommandations pour une meilleure orientation de la politique monétaire.

1. La méthodologie de recherche

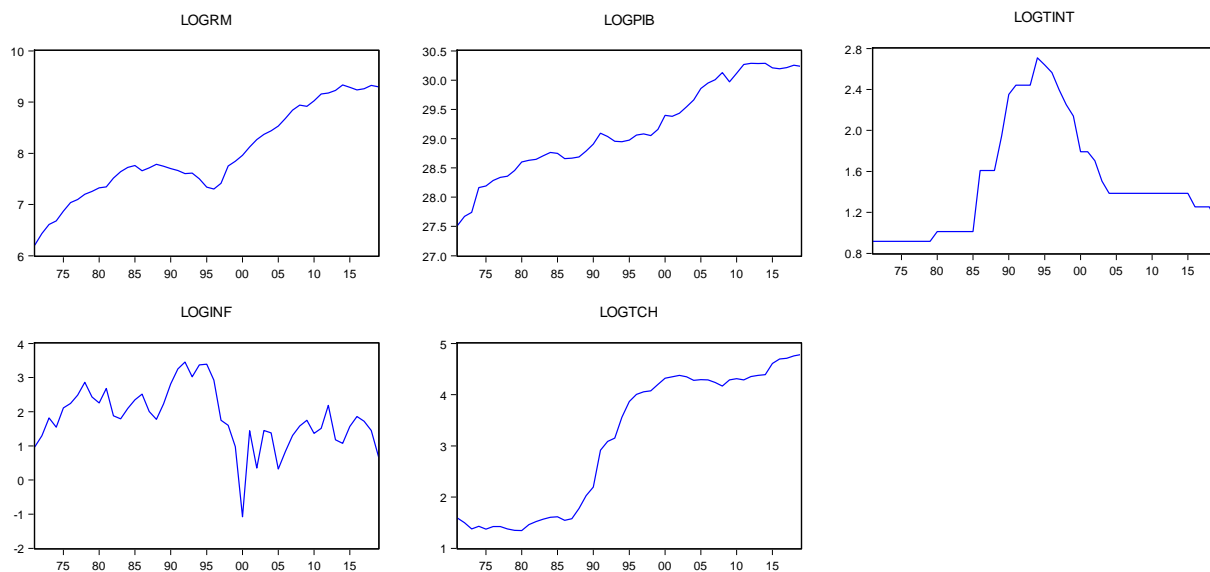
Pour réaliser notre étude, on s'est basé sur des séries temporelles permettant d'analyser l'évolution des différentes variables durant un temps bien déterminé. Pour cela, notre étude économétrique prend en considération les différentes études effectuées dans l'approche d'une relation entre la demande de monnaie (l'agrégat M2) et ses déterminants. Ainsi, nous avons intégré les variables essentielles pouvant expliquer la demande de monnaie pour le cas de l'Algérie. Nous avons utilisé des données provenant de la Banque d'Algérie et couvrant la période de notre étude, à savoir la période allant de 1971 jusqu'à 2019. Pour le taux de change, il représente le nombre de dinars algériens pour un dollar américain, et on a adopté l'Indice des Prix à la Consommation (IPC) pour mesurer le taux de l'inflation. Egalement, on a considéré la masse monétaire réelle représentée par l'agrégat M2 déflaté, c'est-à-dire corrigé de l'effet d'inflation. Pareillement pour le PIB, représentant la croissance économique, nous avons voulu

considérer le PIB réel, c'est-à-dire corrigé également des effets de l'inflation. Quant au taux d'intérêt, nous l'avons représenté par le taux d'escompte annuel que la banque d'Algérie pratique. Pour précision, la totalité des données prises sont annuelles.

2. Analyse des propriétés statistiques des données

Les représentations graphiques ci-dessous amènent à présumer que les séries de la masse monétaire réelle, le PIB réel et le taux de change et le taux d'intérêt sont non stationnaires en moyenne, tandis que le taux d'inflation et le taux d'intérêt sont affectés d'une tendance qui ne soit pas nuisible. 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 fallacieuses. Une première idée sur le caractère stationnaire ou non des variables est donnée par l'analyse du corrélogramme. On examine celui de la masse monétaire réelle en niveau puis en variation. Le corrélogramme de la masse monétaire réelle montre des autocorrélations lentement décroissantes tandis que seule la première autocorrélation partielle est significative. Cette forme de corrélogramme est typique des séries non stationnaires. On peut donc supposer que la série LOGRM est non stationnaire. Le corrélogramme de la série en variation est d'une forme très différente. Il ne présente pas d'allure particulière, on peut donc conclure que la série en différence est stationnaire. Le corrélogramme des séries LOGPIB, LOGTCH, LOGTINT et LOGINF, donne les mêmes indications (voir Annexe A et B). Pour confirmer ces suppositions, nous procédons aux tests de racine unitaire. Les valeurs critiques sont considérées au seuil 5%

Fig.1. Graphes des séries en logarithmes



Source: Les auteurs

2.1. Tests de racine unitaire

Les propriétés des séries temporelles ont été évaluées au moyen de différents tests de racine unitaire. Nous avons d'abord procédé à l'application des tests standards de racine unitaire: le test de Dickey-Fuller Augmenté (ADF), le test de Phillips-Perron (PP). Le tableau 1 présente les résultats de ces tests. ADF désigne le test de Dickey-Fuller Augmenté et PP le test de Philipps-Perron, dans les deux cas, l'hypothèse H_0 signifie que la série a une racine unitaire. Les astérisques ***, ** et * indiquent le rejet de la racine unitaire aux seuils de 1 %, 5% et 10 % respectivement.

Table n1. Tests de racine unitair

	ADF			PP		
	En Niveau	En Différence	I(d)	En Niveau	En Différence	I(d)
LOGRM	1.800690	-3.462206*	I(1)	2.872095	-3.349405*	I(1)
LOGPIB	4.009705	-4.937891*	I(1)	3.810050	-4.929275*	I(1)
LOGTINT	-0.198678	-4.943784*	I(1)	-0.372475	-4.990060*	I(1)
LOGINF	-0.878050	-9.451594*	I(1)	-1.008669	-9.451594*	I(1)
LOGTCH	1.502841	-1.598063*	I(1)	1.564531	-3.922074*	I(1)

Source: Les auteurs

Les valeurs des statistiques ADF et PP obtenues pour les variables en niveau sont toutes supérieures à la valeur critique au seuil critique de 5%. Les séries ne sont pas stationnaires en niveau. Pour les rendre stationnaires nous avons procédé aux tests de racine unitaire sur les variables exprimées en différence, l'hypothèse nulle de non stationnarité est rejetée de façon significative. Les statistiques ADF calculées sur les variables sont toutes inférieures à la valeur critique au seuil de 5%. On en conclut donc que les séries sont toutes intégrées d'ordre un I(1).

Néanmoins les tests de racine unitaire standards peuvent être suspects lorsque l'échantillon analysé comporte des événements majeurs (crise financière, choc pétrolier, ...etc.) qui sont susceptibles de créer des ruptures dans les séries. Afin de vérifier ceci et donc de prendre en compte les possibles changements de régimes, nous employons le test de Zivot et Andrews (1992) qui présente l'avantage de tester la racine unitaire en présence d'un changement structurel identifié de façon endogène. Le test est basé sur trois modèles tenant compte d'un changement structurel respectivement dans la constante, dans la tendance, et dans les deux à la fois. La date de rupture à retenir est le point de rupture qui donne la statistique de Dickey-Fuller minimale. On rejette l'hypothèse nulle de racine unitaire si la statistique de Dickey-Fuller est inférieure à la valeur critique tabulée au seuil α .

Table n2. Test de Zivot et Andrews sur les variables en niveau

variable	Modèle A		Modèle B		Modèle C		Ordre d'intégration
	t_{ZA}	Valeur critique	t_{ZA}	Valeur critique	t_{ZA}	Valeur critique	
LOGRM	-3.24 (1989)	-4.93	-2.61 (1995)	-4.42	-3.09 (1989)	-5.08	Non stationnaire
LOGPIB	-3.80 (2003)	-4.93	-2.77 (1995)		-3.99 (2005)	-5.08	Non stationnaire
LOGTINT	-6.42 (1986)	-4.93	-4.69 (1992)		-6.56 (1986)	-5.08	Stationnaire avec rupture dans la tendance et la constante
LOGINF	-5.79 (1997)	-4.93	-3.54 (1991)		-5.74 (1997)	-5.08	Stationnaire avec rupture dans la tendance
LOGTCH	-5.34 (1991)	-4.93	-3.17 (2000)		-5.44 (1991)	-5.08	Stationnaire avec rupture dans la tendance et la constante

Source: Les auteurs

Table n3. Test de Zivot et Andrews sur les variables en différence première

variable	Modèle A		Modèle B		Modèle C		Ordre d'intégration
	t_{ZA}	Valeur critique	t_{ZA}	Valeur critique	t_{ZA}	Valeur critique	
ΔLOGRM	-7.77 (1997)	-4.93	-4.11 (1987)		-7.71 (1997)	-5.08	Stationnaire
ΔLOGPIB	-7.23 (1999)	-4.93	-2.77 (1995)		-7.17 (1999)	-5.08	Stationnaire

Source : Les auteurs

Les résultats du test de Zivot et Andrews montrent que les variables du modèle sont intégrées d'ordre 0 ou d'ordre 1. L'ordre d'intégration est obtenu éventuellement après une première différenciation. Ils montrent en effet que :

- La masse monétaire en terme réel et le PIB réel sont stationnaires après la première différenciation avec rupture dans la constante en 1997 et 1999 respectivement. Le point de rupture pour LOGRM correspond à la diminution des prix à partir de 1997, entraîné par la crise financière asiatique. La date de rupture retenue pour le PIB correspond au renouement de l'Algérie avec la croissance économique. En 1999, le taux de croissance du PIB à prix constants a été estimé à 3,94% contre un recul de 2.56% en 1993 ;
- Le taux d'intérêt est stationnaire avec changement structurel dans la constante et la tendance en 1986 qui correspond à la première augmentation significative du taux d'escompte suite à la promulgation de loi bancaire de 1986 passant de 2,75% en 1985 à 5 % en 1986 et 1987 ;
- La série du taux d'inflation est stationnaire avec changement structurel dans la constante en 1997, ce point de rupture correspond à la période de stabilisation des rythmes d'inflation à 5% en moyenne contre 30% en 1994 ;
- Pour la série du taux de change, elle est stationnaire avec rupture dans la constante et la tendance en 1991. Cette date correspond à la dévaluation du Dinar algérien par les autorités monétaires de 22 % contre le Dollar américain.

3. Estimation de la relation de long terme

La fonction de demande de monnaie tenant en compte les ruptures structurelles s'écrit sous la forme suivante :

$$\Delta \text{LOGRM}_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta \text{LOGPIB}_t + \beta_2 \text{LOGTINT}_t + \beta_3 \text{LOGINF}_t + \beta_4 \text{LOGTCH}_t + \beta_5 \text{LOGPIB}_t \times \text{DU99} + \beta_6 \text{LOGTINT}_t \times \text{DU86} + \beta_7 \text{LOGINF}_t \times \text{DU97} + \beta_8 \text{LOGTCH}_t \times \text{DU91} + \varepsilon_t \quad (1)$$

Nous avons introduit les variables muettes DU86, DU91, DU97 ET DU99 afin de prendre en compte les ruptures détectées dans les séries utilisées. Chacune de ces variable indicatrice prend la valeur 1 lorsque $t > t_0$ (date de rupture) et 0 sinon.

En éliminant les variables non significatives on obtient une la spécification suivante de la relation de long terme :

$$\Delta \text{LOGRM}_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta \text{LOGPIB}_t + \beta_2 \text{LOGTCH}_t + \beta_5 \text{LOGPIB}_t \times \text{DU99} + \varepsilon_t \quad (2)$$

Les résultats d'estimation sont présentés dans le tableau ci-après :

Table n4. Résultats d'estimation de la relation de long terme

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLOGPIB	1.281615	0.055990	22.88989	0.0000
LOGTCH	-0.245085	0.031058	-7.891245	0.0000
DU97	-28.43423	1.603029	-17.73781	0.0000

1-DU97	-28.80466	1.567199	-18.37970	0.0000
DLOGPIB*DU99	-0.892149	0.293676	-3.037868	0.0040
R-squared	0.980467	Mean dependent var		8.011148
Adjusted R-squared	0.978651	S.D. dependent var		0.838084
S.E. of regression	0.122456	Akaike info criterion		-1.263791
Sum squared resid	0.644809	Schwarz criterion		-1.068875
Log likelihood	35.33099	Hannan-Quinn criter.		-1.190132
Durbin-Watson stat	0.830853			

Source : Les auteurs

La fonction de demande de monnaie de long terme s'écrit :

$$\Delta LOGRM_t = \begin{cases} -28.8 + 1.28\Delta LOGPIB_t - 0.24LOGTCH_t - 0.89LOGPIB_t \times DU99 (1970_1996) \\ -28.4 + 1.28\Delta LOGPIB_t - 0.24LOGTCH_t - 0.89LOGPIB_t \times DU99(1997_2019) \end{cases} \quad (3)$$

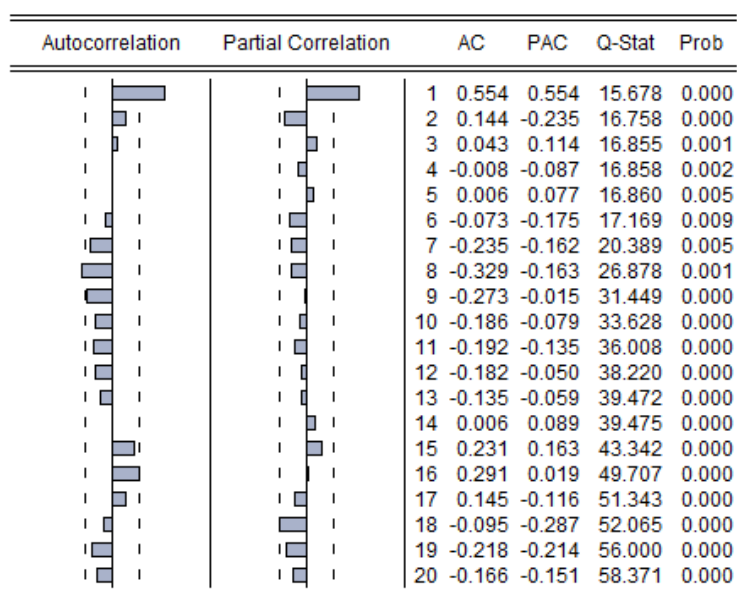
3.1. Interprétation statistique du modèle

A la lecture des résultats, nous constatons que l'influence de la combinaison des variables explicatives est bien significative. Toutes les variables sont d'un point de vue statistique et économétrique sont d'un point de vue statistique et économétrique significatives, car les statistiques de Student associées sont largement supérieures aux valeurs critiques au seuil de 5%. La constante du modèle prend deux valeurs en fonction de la date de rupture identifiée sur la série de la masse monétaire réelle. Cette valeur est de -28.8 entre 1970 et 1996 et de -28.4 entre 1997 et 2019. Dans les deux cas la constante représente le logarithme de la demande de monnaie M2 lorsque le PIB et le taux de change sont à l'unité. C'est la base monétaire. Les résultats montrent également qu'une augmentation de 1% du PIB entraîne, toutes choses égales par ailleurs une hausse de 1.28% de la demande de monnaie, c'est l'élasticité de la demande de monnaie par rapport au PIB. En outre, un accroissement de 1% du taux de change, entraîne toutes choses égales par ailleurs, une baisse de 0.24% de la demande de monnaie, il représente l'élasticité de la demande de monnaie par rapport au taux de change.

En complément des coefficients de la régression, la méthode des moindres carrés permet d'obtenir d'autres statistiques en particulier l'écart type des résidus ou l'écart type résiduel. Il est intéressant car il donne une indication sur l'étroitesse d'ajustement entre la droite calculée et les points expérimentaux, puisque les résidus représentent la distance entre les valeurs observées et les valeurs théoriques. Dans notre cas, sa valeur est de 0,12 ceci nous permet d'avancer que la précision de l'ajustement est appréciable. La qualité de l'ajustement correspond au rapport entre l'information totale sur la demande de monnaie et l'information effectivement reconstituée à partir des connaissances procurées par la combinaison des variables explicatives. Cette qualité d'ajustement varie entre 0% (les variables sélectionnées n'apportent aucun élément de prévision sur la demande de monnaie) et 100% (la connaissance des valeurs variables explicatives permet de prévoir intégralement les valeurs de la demande de monnaie) et dépend de l'intensité de la corrélation entre la demande de monnaie et ses déterminants. Elle peut se calculer ou se mesurer directement à l'aide du coefficient de détermination, c'est-à-dire du carré du coefficient de corrélation. D'après les résultats d'estimation le R^2 est égale à 0,9804, la qualité d'ajustement est donc bonne.

Le corrélogramme des résidus d'estimation (Figure 1) montre que tous les termes du corrélogramme simple sont à l'intérieur de l'intervalle de confiance. Les résidus sont des bruits blancs (stationnaires). La statistique de Ljung-Box confirme ce fait : $Q_{Stat} = 58.37(\text{au retard } k = 20) < \chi^2 = 31.41$. On accepte l'hypothèse de nullité des coefficients, et le processus est un bruit blanc.

Fig.2. Corrélogramme des résidus d'estimation



Source : Les auteurs

Le test de stationnarité sur les résidus d'estimation conduit aux résultats présentés dans le tableau (4). Les résultats du test ADF et PP nous conduit à rejeter l'hypothèse nulle de présence de racine unitaire. Les résidus d'estimation stationnaires.

Table n4. Résultats des tests de raine unitaire sur les résidus d'estimation

Variable	ADF			PP		
	t-stat	Valeur critique	Prob.	t-stat	Valeur critique	Prob.
Résidus	-4.018704	-1.948140	0.0002*	-3.645154	-1.947975	0.0005

Source: Les auteurs

4. Interprétation économique

On peut observer que les signes des coefficients issus de l'estimation sont conformes à ceux attendus et ceux que postule la théorie de la demande de monnaie. L'encaisse monétaire réelle est positivement influencée par le volume réel des transactions économiques. Effectivement, suite à une augmentation du revenu réel, les gens effectuent plus de transactions ce qui augmente la demande de monnaie. Nos résultats corroborent ceux de Ayad (2013) et Kherbachi et al. (2006). Ces derniers montrent que les encaisses réelles sont positivement influencées par le volume réel des transactions économiques. De plus, les résultats montrent que l'élasticité de la demande de monnaie par rapport au PIB réel est supérieure à l'unité, donc il n'y a pas des économies d'échelle dans la demande de monnaie en Algérie. L'analyse d'une longue période du lien entre le taux de change et la masse monétaire réelle M2 repose sur une relation négative selon laquelle une augmentation du taux de change provoque la dévaluation de la monnaie nationale, ce qui conduit à une baisse de la masse monétaire. Nos estimations appuient les conclusions de Menaguer (2009), qui trouvent que le taux de change affecte de manière négative et très significative la demande de monnaie en Algérie.

5. Validation du modèle

La validation du modèle se réfère à divers tests statistiques de spécification pour vérifier si le modèle est congru c'est-à-dire qu'il ne peut être mis à défaut.

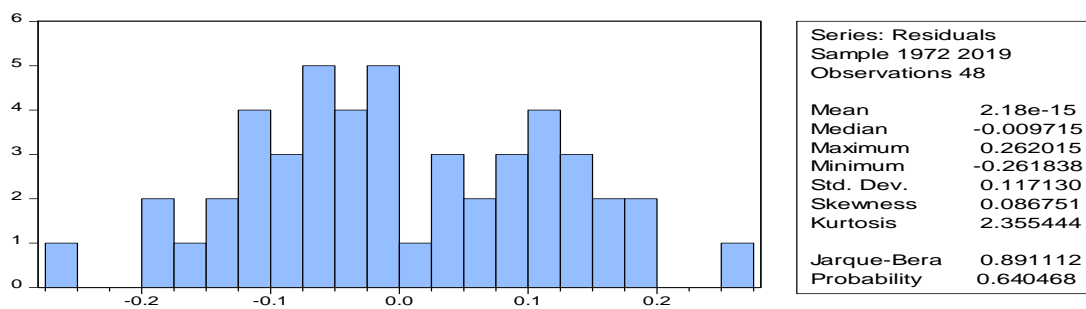
5.1. Tests sur les résidus

Ces tests statistiques consistent à tester la qualité des résidus à savoir l'homoscédasticité et la normalité.

5.1.1. Test de normalité des résidus

Si le modèle est idéalement bon, alors les écarts que l'on constate entre les valeurs prédites et les valeurs observées (les résidus) sont entièrement imputables à des erreurs de mesure. De ce fait, les résidus doivent posséder les propriétés classiques d'une distribution normale, symétrique autour de la valeur prédite. Le test de Jarque-Bera va nous permettre de mieux apprécier la normalité des résidus.

Fig.3. Résultats du test de normalité des résidus



Source : Les auteurs

La probabilité associée à la statistique de Jarque-Bera 0,64 est supérieure à 0,05. L'hypothèse de normalité des résidus est donc vérifiée. Nous pouvons donc conclure que les résidus de l'estimation du modèle de long terme sont stationnaires. La normalité de leur distribution est confirmée. Cela nous affirme qu'il y a possibilité d'estimer une relation de court terme.

5.1.2. Test d'hétéroscédasticité

Il s'agit d'un test important puisqu'il repère non seulement de l'hétéroscédasticité mais également une mauvaise spécification du modèle. L'homoscédasticité s'observe lorsque la dispersion des résidus est homogène sur tout le spectre des valeurs prédites. C'est une propriété souhaitable puisque si les résidus correspondent bien à des aléas de mesure, il n'y a pas de raison que la dispersion de ces résidus change en fonction des valeurs prédites. Pour réaliser ce test nous utilisons le test de White. D'après le tableau (5) ci dessous, nous acceptons l'hypothèse l'homoscédasticité des erreurs au seuil de 5% car les probabilités sont supérieures à 0,05. Donc les estimations obtenues sont optimales.

Fig.4. Résultats du test d'hétéroscédasticité

Heteroskedasticity Test: White			
F-statistic	0.924918	Prob. F(11,36)	0.5279
Obs*R-squared	10.57642	Prob. Chi-Square(11)	0.4794
Scaled explained SS	5.752342	Prob. Chi-Square(11)	0.8894

Source : Les auteurs

5.2. Test d'hypothèse de la neutralité de la monnaie

On appelle la neutralité de la monnaie, l'incapacité de la monnaie à influencer les variables réelles. Pour tester cette hypothèse, nous allons effectuer le test de Wald qui nous permet de tester des restrictions sur les coefficients de la régression.

Fig.5. Résultats du test d'hétéroscédasticité

Wald Test			
Equation: Untitled			
Test Statistic	Value	df	Probability
t-statistic	22.88989	43	0.0000
F-statistic	523.9472	(1, 43)	0.0000
Chi-square	523.9472	1	0.0000

Null Hypothesis: C(1)=0		
Null Hypothesis Summary:		
Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
C(1)	1.281615	0.055990

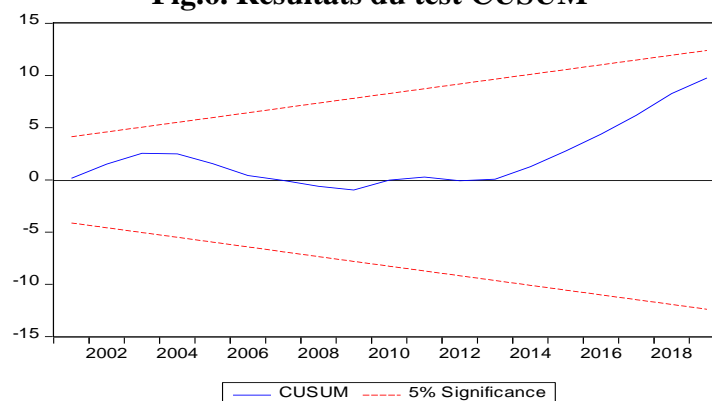
Source : Les auteurs

Dans notre cas, le coefficient qui lie la demande de monnaie au PIB c'est β_1 , l'hypothèse nulle admet le principe de neutralité de la monnaie contre l'hypothèse alternative d'élasticité unitaire de la demande de monnaie au PIB. Les résultats du test de Wald sur le coefficient β_1 permettent d'accepter, au seuil de 5 %, l'hypothèse d'une élasticité unitaire du PIB à la demande de monnaie, du fait que les probabilités associées aux statistiques de Fisher et Chi-square sont inférieures à 0,05. Cela nous permet de conclure que chaque pièce de monnaie émise par la banque centrale a sa contrepartie dans la sphère réelle, sans risque d'inflation.

5.3. La stabilité de la demande de monnaie

Lorsqu'on utilise un modèle de régression sur des séries chronologiques, il se peut qu'apparaissent un changement structurel dans la relation entre la variable dépendante et les variables explicatives, tel est le cas dans ce travail. Par changement structurel nous entendons que les valeurs des paramètres du modèle ne restent pas identiques sur toute la période d'étude. Afin de se prononcer sur une éventuelle stabilité de notre modèle, le test de CUSUM sera exécuté. Ce test est fondé sur la somme cumulée du carré des résidus récursifs. La valeur de la statistique doit alors évoluer, sous l'hypothèse nulle de stabilité de la relation, entre deux droites représentant les bornes de l'intervalle.

Fig.6. Résultats du test CUSUM



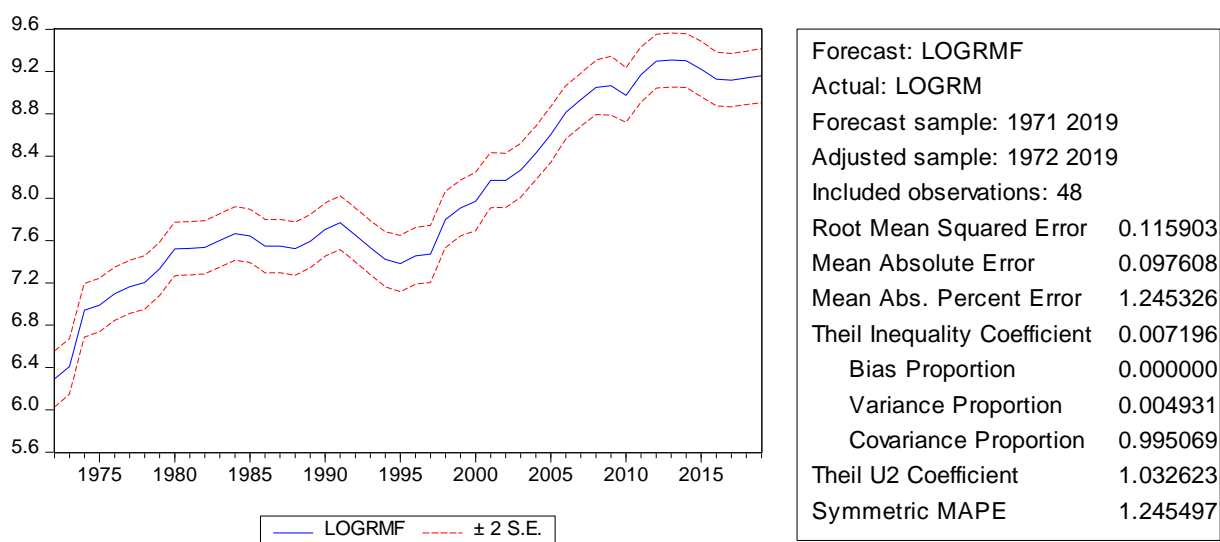
Source : Les auteurs

Sur la base des résultats de test CUSUM, nous pouvons dire que le modèle estimé est stable. La demande de monnaie M2 en Algérie est prévisible et peut être utilisée pour la mise en œuvre effective de la politique monétaire, l'agrégat monétaire M2 apparaît comme un bon indicateur de formulation de la politique monétaire et de contrôle pour la banque centrale.

6. La prévision

L'un des objectifs majeurs de l'économétrie est d'effectuer des prévisions. Notre modèle étant validé, une bonne reconstitution de la demande de monnaie de 1971 à 2019 est confirmée.

Fig.7. La demande de monnaie reconstituée par le modèle avec l'intervalle de confiance



Source : Les auteurs

D'après les statistiques de la figure (7) notamment le coefficient de Theil qui varie toujours entre 0 et 1, nous pouvons conclure à une bonne qualité de la prévision. Le Theil égal à 0 étant synonyme de parfaite prévision.

Conclusion:

La fonction de demande de monnaie est aujourd'hui un outil commode de direction de la politique monétaire à tous les niveaux. Mais loin de n'être qu'une simplification de la théorie économique littéraire, elle met en évidence les besoins d'un perfectionnement de la recherche économique fondamentale. La détermination des facteurs explicatifs de la demande de monnaie et une connaissance précise des mécanismes par lesquels elle s'ajuste à l'offre deviennent des priorités pour les autorités monétaires.

À partir d'une méthodologie bien élaborée et des sources de données fiables, nous sommes parvenus à des résultats globalement satisfaisants. La première hypothèse suggérée par MacKinnon est vérifiée pour la demande de monnaie M2. Le taux de change influe sur la demande d'encaisses à partir de 1991, le coefficient du taux de change est significatif et négatif, cela indique que lorsque le taux de change augmente (dépréciation de la monnaie nationale), les gens augmentent leur demande sur les devises qui provoque la baisse de demande de monnaie nationale afin d'éviter la réduction de leur pouvoir d'achat. En ce qui concerne l'hypothèse de la présence d'un changement de structure dans la demande de monnaie, on peut noter que le contre choc pétrolier de 1986 et la promulgation de la Loi sur la Monnaie et le Crédit (LMC) en 1990, ont eu quelques répercussions ponctuelles sur les comportements de demande de monnaie en Algérie.

Quant aux autres variables explicatives, les comportements de demande de monnaie sont essentiellement influencés par l'activité économique. L'hypothèse d'élasticité unitaire du revenu ne peut être rejetée pour le cas de l'Algérie. De même, le taux d'intérêt s'avère un déterminant

important de la demande de monnaie en Algérie. Concernant l'influence du taux d'inflation, elle demeure faible (1%) et statistiquement non significative, les variables utilisées dans la modélisation étaient prise en terme réel. Les résultats obtenus à l'aide des tests de stabilité indiquent une stabilité de demande de monnaie à long terme. Cela nous permet d'avancer que l'agrégat monétaire M2 comme objectif intermédiaire de la politique monétaire, permet de mieux contrôler l'offre de monnaie.

Au vu des résultats de l'analyse, nous pouvons conclure qu'il existe bien une fonction stable de demande de monnaie M2 en Algérie pendant la période 1970-2014. Ceci en fait un moyen d'information important lors de la mise en place de toute politique monétaire, permettant de prévoir efficacement l'effet d'une variation de l'offre de monnaie sur les variables réelles de l'économie. De plus, autres résultats issues de cette étude devraient être pris en compte dans la conduite de la politique monétaire :

- La programmation monétaire devrait dans le cadre de la détermination des objectifs de croissance de M2, tenir compte de quelques instabilités ponctuelles de la fonction de demande de monnaie mise en évidence pour le cas de l'Algérie ;

- L'agrégat monétaire M2 est un indicateur qui peut servir de référence aux autorités monétaires en vue de prendre des décisions sur la croissance de la masse monétaire ;

- La non neutralité de la monnaie approuvée par les tests statistiques montre que la stabilité des prix devrait rester l'objectif majeur de la politique monétaire.

Cependant, malgré les enseignements de cette étude il est nécessaire de souligner que ces conclusions peuvent avoir des limites provenant principalement de la nature des données statistiques utilisées. La diversité des sources d'information dans les analyses peut contrecarrer les attentes relatives à ce travail. Un petit nombre d'observations peut parfois influencer les résultats obtenus, un échantillon plus large peut donner des résultats plus précis. En conséquence une recherche future doit prendre en considération ces modestes observations et, mieux, elle devrait inclure d'autres agrégats monétaires tels que M1 et M3, en plus de la masse monétaire M2. Il serait également loisible d'élargir la gamme des variables susceptibles de mieux expliquer la demande de monnaie en Algérie tels que : le taux d'intérêt sur les dépôts, le prix du pétrole et le taux de change du secteur informel car le secteur informel joue de plus en plus un rôle à ne pas négliger dans l'économie Algérienne.

Bibliographie

1. Abderrezak A. (2000), « The demand for money in Algeria: an error correction approach », *The Journal of North African Studies*, Vol. 5, n° 3, pp.75-84.
2. Apostolos S. (2007), *The demand for money: Theoretical and Empirical Approaches*, Springer, United States of America.
3. Avouyi D.S. et al. (2003), « Estimation d'une fonction de demande de monnaie pour la Zone Euro : une synthèse des résultats », *Bulletin de la banque de France*, n° 111, pp. 47-72.
4. Bellal S. (2010), « La régulation monétaire en Algérie 1990-2007 », *Revue du chercheur*, n° 8.
5. Boumghar M.Y. (2004), « La conduite de la politique monétaire en Algérie : un essai d'examen », *Cahiers du CREAD*, pp. 1-19.
6. Dritsaki C. et Dritsaki M. (2012), « The Stability of Money Demand: Some Evidence from Turkey », *The IUP Journal of Bank Management*, Vol. 11, n° 4, pp. 7-28.
7. Goux J.F. (2005), « Le taux de change euro-dollar : une approche fondée sur la cointégration avec break structurel », *Economie internationale*, n° 103, pp. 45-72.
8. Hanafiah H. (2012), « Exchange rate volatility and money demand in selected south east Asian countries », *Economics and Finance Review*, Vol. 2(10), pp. 1-7.
9. Manoury J. (2009), *Des délices de l'inflation aux affres de la déflation : une lecture keynésienne de la crise*, Publications de l'Université de Rouen et du Havre, Paris.
10. Medaci N. (2013), « Evaluation de l'efficacité de la politique monétaire pour la maîtrise de l'inflation cas de l'Algérie 1990-2013 », *International Journal Economics*, Vol. 5.
11. Sani D. et al. (2014), « Structural Breaks, Cointegration and Demand for Money in Nigeria », *CBN Journal of Applied Statistics*, Vol. 5, n° 1, pp. 15-33.

12. Talabong H. (2012), « Demande de monnaie en zone CEMAC : une modélisation par cointégration avec ruptures structurelles », L'Actualité économique, Vol. 88, n° 4, pp. 429-458.
13. Yves Togba B. et al. (2013), « Cointégration et Modèle à Correction d'erreur », Laboratoire d'Analyse -Recherche en Economie Quantitative (LAREQ), Vol. 8, n° 3.
14. Les différents rapports de la banque d'Algérie 42. Les rapports du FMI.