

**DEMANDE DE MONNAIE
ET COMPORTEMENTS
DES AGENTS
ECONOMIQUES EN
ALGERIE**

Naït- Merzoug Med Larbi
Maître de conférence
Faculté des Sciences
Economiques et de gestion
Université Badji Mokhtar-
Annaba

ملخص

تهدف هذه الورقة إلى تطبيق طريقة المربعات الصغرى لتحديد عوامل دالة طلب على النقود في الجزائر. و من جهة أخرى تقوم بدراسة تجريبية لهذه الدالة على فترة تمتد من 1964 إلى 2002. ثم تحاول تحديد التغيرات السلوكية لمختلف الأعوان الاقتصادية تبعا لتغير السياسة النقدية منذ 2001.

Résumé

l'objet de cet article est de recourir à la méthode des moindres carrés ordinaires pour identifier les déterminants de l'équation de demande de monnaie en Algérie. Par ailleurs, de tester empiriquement cette fonction sur une période allant de 1964 à 2002. enfin, de détecter les changements de comportement des agents économiques dû au changement dans la conduite de la politique monétaire depuis 2001.

INTRODUCTION

Les banques créent de la monnaie en réponse à une demande de monnaie. la création monétaire est bornée par les besoins de liquidités des agents non financiers ⁽¹⁾. De nombreux facteurs commandent ces besoins : besoins généraux de financement, niveau de revenu ou de rentabilité, anticipation. La politique de contrôle des agrégats monétaires ne peut atteindre son objectif que si la demande de monnaie est stable conformément au crédo monétariste qui a inspiré cette pratique depuis les années 1970.

En effet, la stabilité de la demande de monnaie est au centre de toute relation fiable entre la masse monétaire et le revenu nominal et constitue de ce fait la condition sine qua none de l'efficacité de la politique monétaire.

Auparavant, la fonction de demande de monnaie avait pu être représentée de façon empirique par une relation d'assez bonne qualité pour que les prévisions qu'elle permettait de faire soient confirmées par la réalité.

La dégradation générale de la situation économique des pays dont témoignent les modifications du rythme d'inflation, le ralentissement de la croissance économique, l'accroissement du chômage, l'aggravation des déséquilibres budgétaires et des balances de paiements, les mouvements de changes, ont mis à mal ces certitudes.

La croyance en une efficacité de la politique monétaire pour le réglage fin ⁽²⁾ de la conjoncture économique a presque disparu et, aux certitudes ont succédé les interrogations : l'instabilité des fonctions de demande de monnaie ne permet plus de définir un objectif de croissance monétaire significatif du comportement des agents économiques. C'est pourquoi les autorités monétaires inscrivent leur action dans le moyen terme.

¹ D. Besnard et M. Redon « la monnaie : politique et institution » édition Dunod année 1985 P. 46

² de l'expression américaine "fine tuning"

Les fonctions de demande de monnaie fournissent une bonne approche. Elles retiennent comme variables explicatives le revenu, le niveau des prix et les taux d'intérêt. Et que généralement, l'élasticité de la demande de monnaie au revenu est positive et elle apparaît généralement forte. L'élasticité de la demande de monnaie au taux d'intérêt est négative et plus faible que la précédente. Enfin l'élasticité de la demande de monnaie au taux d'inflation est aussi négative et faible.

I-Identification des déterminants de l'équation de demande de monnaie

Nous considérerons l'équation fréquemment utilisée dans les travaux empiriques sur la demande de monnaie pour identifier ses déterminants. Ensuite, nous testerons la stabilité de la relation sur une période allant de 1964 à 2002 et détecterons s'il y a lieu, les effets de la libéralisation financière.

Nous désignons par m_t la demande d'encaisse réelle désirée à l'année t , et par y_t et π_t respectivement le revenu national réel et le taux d'inflation de la même année. Nous considérons la fonction fréquemment utilisée dans les travaux empiriques sur la demande de monnaie comme suit :

$$\text{Log } m_t^d = a + \alpha \log y_t + \beta \pi_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

Dans cette relation, on ne retient pas la variable taux d'intérêt en raison de l'absence dans l'économie algérienne d'une véritable substitution entre la monnaie et les autres actifs financiers. La détention de la monnaie rentre beaucoup plus en compétition avec l'acquisition de biens réels. Ce qui justifie la présence de la variable inflation. Cette argumentation, souvent avancée par les économistes des pays les moins avancés revêt soit un caractère

théorique (Wong, Chorng-Huey) ⁽¹⁾ soit un caractère empirique (Nabli et Safra) ⁽²⁾.

On admet par ailleurs, que la dimension dynamique de la demande de monnaie est introduite dans le modèle par l'intermédiation d'un mécanisme d'ajustement partiel sur (m_t) défini par :

$$m_t = (m_t^d)^\lambda (m_{t-1})^{1-\lambda} \quad (2)$$

Où λ est un coefficient d'ajustement : $0 \leq \lambda \leq 1$

Le modèle que l'on considère correspond donc à la spécification suivante :

$$\text{Log } m_t = b_0 \text{Log } m_{t-1} + b_1 \text{Log } y_t + b_2 \pi + b_3 v_t \quad (3)$$

Où $b_0 = 1 - \lambda$

$b_1 = \lambda \alpha$

$b_2 = \lambda \beta$

$b_3 = \lambda a$

et :

$v_t = \lambda \varepsilon_t$

Par rapport à la spécification précédente, il est possible de formuler l'existence d'un schéma d'anticipation sur la variable inflation. La présence d'un schéma, justifié dans beaucoup de travaux sur la demande de monnaie, introduit une autre source de dynamique du modèle. En adoptant un schéma adaptatif pour la formulation des anticipations inflationnistes défini par :

¹ Wong, Chorng-Huey « demand for money and developing countries, some theoretical and empirical results » journal of monetary economics, volume n°3, année 1977, pp537-563

² Safra M. « note sur la politique monétaire et fiscale en Tunisie » revue d'économie et de gestion, Tunisie, année 1984, pp 31-37

$$\pi_t^a - \pi_{t-1}^a = \mu (\pi_t - \pi_{t-1}^a)$$

$$\text{ou } 0 \leq \mu \leq 1$$

Le modèle devient alors :

$$\text{Log}m_t = B_0 \text{Log}m_{t-1} + B_1 \text{Log}m_{t-2} + B_2 \pi_t + B_3 y_t + B_4 y_{t-1} + B_5 + V_t \quad (4)$$

Où :

$$B_0 = (1 - \lambda) + (1 - \mu)$$

$$B_1 = -(1 - \lambda) (1 - \mu)$$

$$B_2 = \lambda \mu b$$

$$B_3 = \lambda \alpha$$

$$B_4 = -\lambda (1 - \mu) \alpha$$

$$B_5 = \lambda \mu a \quad \text{et } V_t = \lambda (\varepsilon_t - (1 - \mu) \varepsilon_{t-1})$$

Etant plus générale que l'équation (3), l'équation (4) permettra de tester la validité du schéma d'anticipations adaptatives en appliquant un test de l'hypothèse

$[\mu = 1]$ contre $[\mu \neq 1]$. Par ailleurs, la spécification (4) permet également de tester la validité de l'hypothèse d'ajustement partiel. En effet, pour un ajustement instantané ($\lambda = 1$) ; l'équation (4) garde la même forme que l'équation (3). Les coefficients deviennent alors :

$$\begin{aligned} b'_0 &= 1 - \mu & b'_1 &= \lambda \mu \\ b'_2 &= \beta \mu & \text{et } b'_3 &= \mu a \end{aligned} \quad (3')$$

La différence avec (3) se situe au niveau du terme d'erreur qui devient :

$$u'_t = \varepsilon_t - (1 - \mu) \varepsilon_{t-1}$$

Nous disposons donc de trois spécifications (3), (3') et (4) qui feront l'objet d'un traitement statistique suivi d'un ensemble de commentaires sur la plausibilité économique des résultats.

II- Résultats et interprétation

La variable m_t est mesurée par M_{2t}/p_t où M_{2t} et p_t désignent respectivement la masse monétaire de l'année t alors que p_t désigne l'indice général des prix de la même année. Ce dernier est mesuré par le déflateur implicite du PIB :

$$P_t = \text{PIB en Dinars courants} / \text{PIB en Dinars constants.}$$

Le taux d'inflation π_t n'est autre que le taux de croissance de l'indice général des prix. Par ailleurs, la variable y_t désigne le PIB exprimé en Dinars constants. En ce qui concerne la période, nous disposons de données homogènes sur la période 1964 – 2002. En raison de la présence des variables endogènes retardées, nous sommes amenés à prendre l'année 1965 comme année initiale.

II-1-Non-validité du schéma adaptatif des anticipations inflationnistes

Pour abrégé la présentation des résultats empiriques, il est commode de traiter en premier lieu du schéma d'anticipation sur la variable inflation. Cette démarche présente l'intérêt d'écarter les deux spécifications (3') et (4) suite à une confrontation de la structure des termes d'erreur de ces équations aux observations.

En fait il s'agit d'effectuer les tests d'hypothèse [$\mu = 1$] (anticipation naïve) contre l'hypothèse [$\mu \neq 1$] (anticipation adaptative) et ce pour (λ) égal ou différent de l'unité. Ce test peut se ramener à l'examen de la signification de certains coefficients de (3') ou de (4). Comme le test de STUDENT n'est opérationnel qu'en absence de dépendance sérielle des termes d'erreur, il convient d'examiner en priorité cet aspect dans les deux spécifications (3') et (4).

Pour détecter une éventuelle dépendance sérielle dans le terme d'erreur U'_t de (3'), nous appliquons le test H de Durbin pour le schéma d'autocorrélation d'ordre un et le test du multiplicateur de Lagrange pour le schéma de moyenne mobile d'ordre un.

Pour la spécification (3'), si la statistique (H) prend la valeur numérique inférieure à 1 sur la période, ceci signifie l'absence d'un schéma d'autocorrélation d'ordre un.

Pour tester l'absence de corrélation des termes d'erreur dans (3') contre l'existence d'un schéma de moyenne mobile, on se réfère au résultat prouvé par Godfray ⁽¹⁾. Ce résultat affirme que dans un modèle statique ou dynamique, les statistiques permettant de tester l'absence de dépendance sérielle est le même, que l'hypothèse alternative postule la présence d'une auto corrélation ou d'une moyenne mobile. Le test (H), s'il est appliqué et s'il est inférieur à 1, rejette cette dernière structure et il peut également rejeter avec un risque de même ordre, le schéma de moyenne mobile d'ordre un..

Dans la spécification (4), le test du multiplicateur de Lagrange proposé par Godfray ⁽²⁾ précise que sous l'hypothèse d'indépendance des termes d'erreur (Ho), la statistique définie par:

$$L = \frac{\hat{u}' \hat{u} (\hat{u}' \hat{u} - \hat{u}' x (x' x)^{-1} x' \hat{u})^{-1} \hat{u}' \hat{u}}{\sigma^2}$$

où : x représente la matrice des observations des variables explicatives

\hat{u} le résidu obtenu par M.C.O.dans la spécification (4)

$\hat{u} = (\hat{u}_1 \dots \hat{u}_p)$

avec $\hat{u}_j = (0 \dots 0 \hat{u}_1 \dots \hat{u}_j)$ pour $1 < j < p$

Suit une loi de Khi – deux à p degré de liberté. L'alternative de l'hypothèse Ho étant que les termes d'erreur suivent soit un processus autoregressif d'ordre p, soit une moyenne mobile de même ordre.

¹ L.G. Godfray « testing against general autoregressive and moving average error, model when the regressors include lagged dependant variables”
Econometrica, volume 46, n°6 (novembre 1978, p 753

² ibid op cit p. 757

Dans notre application, nous nous sommes contentés de rejeter les spécifications (3') et (4) et l'acceptation de la spécification (3) qui est compatible avec l'argument selon lequel les anticipations sur les taux d'inflation ne sont pas pertinentes, puisque l'évolution des prix en Algérie est relativement stable ces dernières années. Dans d'autres pays notamment ceux d'Amérique Latine, les anticipations deviennent un facteur important eu égard à la permanence et au niveau de l'inflation dans ces pays.

II-2-l'équation de demande de monnaie

L'indépendance des termes d'erreur dans (3') et dans (4) prouve que l'on peut recourir au Moindres Carrés Ordinaires (M.C.O.) dans la spécification (3) pour identifier les déterminants de la demande de monnaie d'une part, tester la stabilité de la relation sur la période 1964 – 1999 et de détecter les effets éventuels de la libéralisation d'autre part.

Les résultats des différentes estimations relatives à la masse monétaire M2 sont présentés dans le tableau suivant :

Période	b ₀	b ₁	b ₂	b ₃
1964-1999	0,258 (0,791)	0,628 (2,01)	-0,075 (-0,09)	-1,37 (-2,14)
1964-2000	0,263 (0,82)	0,611 (2,04)	-0,0102 (-0,01)	-1,35 (-2,16)
1964-2001	0,263 (0,83)	0,611 (2,09)	0,0073 (-0,01)	-1,345 (-2,2)
1964-2002	0,162 (-0,62)	0,717 (3,13)	-0,228 (-0,19)	-1,55 (-3,13)

Les nombres entre parenthèses sont les T de Student

Pour la période 1964-2002, l'équation de demande de monnaie est la suivante :

$$\text{Log}m_t = b_0\text{Log}m_{t-1} + b_1\text{Log}y_t + b_2\pi_t + b_3 + u_t$$

$$\text{Log}m_t = 0,162\text{Log}m_{t-1} + 0,717\text{Log}y_t - 0,228\pi_t - 1,55 + 0,32$$

Ces résultats confortent le scepticisme naturel des agents économiques. La demande de monnaie est bien reliée positivement au revenu et elle apparaît forte. Elle est de l'ordre de 0,717. L'élasticité de la demande de monnaie au taux d'inflation est négative et faible, de l'ordre de -0,228. Les estimations des différents coefficients b_i sont, dans la majorité des cas, significatives.

Au cours de la période récente, la stabilité des fonctions de demande de monnaie, c'est-à-dire leur capacité à prévoir les évolutions futures, s'est réduite. L'utilisation de la relation habituelle n'a plus permis de rendre compte tant des variations à court terme de la masse monétaire que de son évolution de moyenne période ⁽¹⁾. Cette instabilité a été attribuée aux variations du rythme d'inflation et aux taux d'intérêt.

De ce fait les comportements des entreprises et des ménages en matière de demande de monnaie sont affectés car ils cherchent à structurer leur patrimoine pour atténuer l'incidence de la hausse des prix et des variations des taux d'intérêt sur la valeur de celui-ci.

Une certaine discontinuité dans les estimations d'un même coefficient prend forme à partir de l'année 2001, c'est-à-dire après la réforme du marché monétaire et la déréglementation des taux d'intérêt. La discontinuité évoquée ci-dessus fera l'objet d'une analyse.

Les estimations de coefficients λ , α , β et a de l'équation de demande de monnaie sont alors :

¹ Cf De Boissieu C « la politique monétaire américaine en perspective », Economie prospective internationale, revue du CEPI N° 26, 2^e trimestre année 1986, p 753

Périodes	λ	α	β	a
1964-1999	0,755	0,224	0,225	-0,166
1964-2000	0,741	0,220	0,244	-0,161
1964-2001	0,714	0,218	0,257	-0,158
1964-2002	0,846	0,216	0,267	-0,156

Il n'est malheureusement pas possible de calculer les T de Student des coefficients λ , α , β , en raison de la non-linéarité des relations entre ces paramètres et ceux de la spécification b_0 , b_1 , b_2 .

Toutefois, nous pouvons affirmer que les estimations de λ , α et β sont convergentes (en probabilité et en loi) vers les vraies valeurs de ces paramètres. Ceci nous autorise à interpréter les valeurs numériques du tableau précédent.

II-2-1- la valeur de la vitesse d'ajustement

Sur la période 1964 – 1999, la valeur de la vitesse d'ajustement permet d'écrire : $m_t = (m^d_t)^{0,755} (m_{t-1})^{0,245}$

Sur la période 1964 – 2001, la valeur de la vitesse d'ajustement permet d'écrire :

$$m_t = (m^d_t)^{0,71} (m_{t-1})^{0,29}$$

Ainsi le niveau des encaisses réalisées sur la période est dû à la tendance passée à raison de 29% et au niveau désiré à raison de 71%.

Le délai moyen pour que le niveau effectif (en logarithmes) s'ajuste à son niveau désiré est $\frac{1-\lambda}{\lambda} = 0,408$ année soit à peu près 5 mois.

II-2-2- forme finale de l'équation

la forme finale de l'équation (3), en omettant le terme d'erreur est :

$$\text{Log}m_t = \lambda\alpha (\text{Log}y_t + (1 - \lambda)\text{Log}y_{t-1} + (1 - \lambda)^2\text{Log}y_{t-2}\dots) + \lambda\beta(\pi_t + (1 - \lambda)\pi_{t-1} + (1 - \lambda)^2\pi_{t-2}\dots) + a$$

On obtient l'équation suivante :

$$\text{Log}m_t = 0,873(\text{logy}_t + (0,019)\text{logy}_{t-1} + (0,008)^2\text{logy}_{t-2}\dots) - 0,73(\pi_t + (0,43)\pi_{t-1} + (0,57)^2(\pi_{t-2}) - 1,88$$

Cette écriture prouve que α , élasticité à court terme du niveau désiré des encaisses par rapport au PIB, est également l'élasticité à long terme du niveau réalisé des encaisses par rapport au PIB. L'élasticité à court terme de m_t par rapport à y_t est égale à $b_1 = \lambda\alpha = 0,873$

Le coefficient β mesure de son côté, l'effet de court terme de l'inflation sur le niveau désiré des encaisses ou encore l'effet de long terme de l'inflation sur le niveau réalisé. Comme le taux d'inflation est le taux de croissance de l'indice général des prix, on peut interpréter b comme l'élasticité de court terme des encaisses désirées, ou l'élasticité de long terme des encaisses réalisées, par rapport à l'indice des prix. L'estimation positive ou négative de ce coefficient traduit le coût d'opportunité de la détention de la monnaie en période d'inflation.

II-2-3-La relative homogénéité de la période 1964 – 2001 en matière de réglementation et de conduite de la politique monétaire

Cette relative homogénéité en matière de politique monétaire n'autorise pas d'admettre l'existence de deux ou plusieurs régimes nettement distincts. Mais ceci nous pousse à nous interroger sur un éventuel changement à la fois lent et durable dans l'équation de demande de monnaie. Pour cela, nous avons supposé que les coefficients α et β sont variables dans le temps à l'instar de ce qui se passe dans le modèle de HILDRETH-HOUCK. Les variances de α et de β , notées σ^2_α et σ^2_β sont alors estimées à partir d'une régression où la variable dépendante n'est autre que le carré du résidu de la régression (4). Si l'un des coefficients α ou β est variable, le coefficient de σ^2_α ou σ^2_β serait significatif dans la régression mentionnée ci-dessus. Ainsi donc, la stabilité de

l'équation de demande de monnaie correspond au cas où tous les coefficients de σ^2_α et σ^2_β sont non significatifs ⁽¹⁾.

Tous les calculs numériques que nous avons mené ont débouché sur des coefficients non significatifs, ce qui nous autorise d'admettre avec un niveau de confiance de 95% que l'équation de demande de monnaie est stable sur la période 1964-2000.

II-2-4-Les estimations de α et de β au deux périodes 1964 – 2001 et 1964 – 2002

Les estimations de α et de β sont différentes de celles de la période 1964 – 2000. Ceci prouve qu'un changement structurel s'est opéré dans la demande d'encaisses monétaires à partir de 2001. En raison du nombre très limité des observations après 2001, le test de stabilité de CHOW est inapplicable. Nous avons utilisé une variable muette relative à l'année 2001 pour l'analyse concernant la période 1964 – 2001. D'une part, l'utilisation de cette variable a permis de retrouver la tendance d'avant 2000 et de l'autre de détecter une demande de monnaie additionnelle en 2001.

Le coefficient de la variable muette en question dont la valeur numérique est 0,02 intervient sous forme additive dans l'équation (3), et donc sous forme multiplicative sur la demande de monnaie avec la valeur 1,02. Ainsi donc, la demande additionnelle due au changement structurel représente 2% par rapport au trend.

II-2-5-La rupture de stabilité de la fonction de demande de monnaie

La fonction de demande de monnaie a enregistré à partir de l'année 2001 une rupture et qui s'est prolongée en 2002. elle semble marquer un changement dans le comportement des agents économiques à l'égard de la détention de monnaie.

¹ l'utilisation des coefficients aléatoires dans la modélisation de la demande de monnaie est assez fréquente (cf P.A. Swamy and G. Tavlas « financial deregulation the demand for money and monetary policy in Australia, Staff paper Mai 1989)

Si ce changement a eu lieu au moment où le processus de déréglementation et d'innovation a atteint le système monétaire en Algérie, il est possible qu'une relation de cause à effet se soit établie entre ces deux phénomènes.

Le prolongement de cette tendance au cours de 2002 ne laisse pas d'équivoque sur la nature de ce changement de tendance qui dépasse l'effet accidentel et passager du gonflement de la contrepartie extérieure enregistrée en 2002.

Mais le nombre réduit d'observation, ainsi que le nombre limité de certains produits financiers ne nous ont pas permis de déceler économétriquement l'effet innovation.

II-2-6- quelques réflexions

Malgré ces contraintes, il est possible d'avancer quelques réflexions à propos de cette instabilité de la fonction macroéconomique la plus stable aux yeux des adeptes de la technique de contrôle des agrégats monétaires. En effet, la déréglementation même partielle des taux d'intérêt et l'innovation financière qui l'a suivie sur le marché monétaire a contribué à l'effet substitution au sein de la quasi-monnaie et à sa légère hausse au cours de 2001 et de 2002.

Ce résultat a été prouvé dans la première partie et a été corroboré par les résultats économétriques qui ont mis en évidence une accélération de la vitesse d'ajustement des encaisses effectives aux encaisses désirées passant de 75,5% au cours de la période 1964 – 1999 à 71% sur la période 2001 – 2002.

Cette situation pourrait être due à la réduction des coûts de transactions, ont amené les agents économiques à détenir une encaisse monétaire plus faible pour effectuer des transactions et à profiter d'une rémunération attrayante à partir du moment où les taux d'intérêt réels sont devenus positifs.

III- Conclusion

Dans ces conditions, il n'est plus de doute sur le fait que la fonction de demande de monnaie ait subi un changement sensible dans lequel la déréglementation serait pour une part responsable. Même s'il est prématuré d'interpréter ces résultats comme l'effet exclusif de la déréglementation, ceci pourrait témoigner d'une relation entre la demande de monnaie et ses déterminants

L'instabilité de la fonction de demande de monnaie en Algérie semble être imputable au changement dans la conduite de la politique monétaire, qui est passée d'un contrôle par l'agrégat avoirs intérieurs nets (1994 – 1998) et de fixation administrative des taux d'intérêt à un contrôle par la base monétaire à partir de l'année 2001 et à la libéralisation des taux d'intérêt.

REFERENCES BIBLIOGRAPHIQUES

- 1- Besnard D. et Redon M. « la monnaie : politique et institution » Ed. Dunod, année 1985
- 2- wong, Chorng-Huey « demand for money and developing countries, some theoretical and empirical results » journal of monetary economics, volume n°3, année 1977, pp537-563
- 3- Safra M. « note sur la politique monétaire et fiscale en Tunisie » revue d'économie et de gestion, Tunisie, année 1984, pp 31-37
- 4- Godfray L.G « testing against general autoregressive and moving average error, model when the regressors include lagged dependant variables » Econometrica, volume 46, n°6 (novembre 1978, p 753
- 5- De Boissieu C « la politique monétaire américaine en perspective », Economie prospective internationale, revue du CEPI N° 26, 2^e trimestre année 1986, p 753
- 6- P.A. Swamy and G. Tavlas « financial deregulation the demand for money and monetary policy in Australia, Staff paper Mai 1989
- 7- Voisin P. Et Frochen P « la stabilité de la demande de monnaie : le cas de la France de 1970 à 1984 » les cahiers Economiques et Monétaires de la Banque de France N° 19