

**LA FONCTION DE DEMANDE DE MONNAIE
EN ALGERIE (1964-2010):
EXISTENCE ET STABILITE A L'EPREUVE
DES GRANDES FLUCTUATIONS**

Mohamed **ACHOUCHE***
Fares **ABDERRAHMANI****
Hamid **KHERBACHI*****

Résumé

Nous traiterons, dans cet article, des propriétés d'un modèle empirique de la demande de monnaie en Algérie (1964-2009), à travers l'examen de sa stabilité paramétrique. Nous adopterons une approche basée sur le concept de la cointégration, et la technique d'estimation du maximum de vraisemblance de Johansen (1998). La fonction de demande de monnaie, issue d'un système cointégré de quatre variables endogènes (MM2 GDP CPI Txint), se comporte de façon satisfaisante dans l'échantillon. Nos principaux résultats soutiennent que les grandes fluctuations (changements de structures) des variables économiques, durant la période (1998-2008), n'altèrent pas la stabilité de la fonction de DM, et que la robustesse de notre modèle s'améliore avec l'élargissement de l'échantillon. Le modèle établit nettement que l'ajustement réel et nominal dans la DM sont encore lents et accusent des retards. Les résultats de notre investigation sont généralement en concordance avec la théorie.

Mots clés : Demande algérienne en monnaie, Co-intégration, Stabilité paramétrique

JEL classification: E41; C51

* Professeur des sciences économiques, Département des sciences économiques, Université de Bejaïa, Algérie

** Maître assistant, Département des sciences économiques, Université de Bejaïa, Algérie

*** Professeur, Département des sciences économiques, Université de Bejaïa, Algérie

Introduction

La demande de monnaie est une composante principale dans la construction des principaux modèles macroéconomiques. Les théories de la demande de monnaie adoptent des approches variées tant empiriques que théoriques, microéconomiques et macroéconomiques. Les questions fondamentales qui reviennent de façon récurrente, presque systématiquement, dans toutes ses approches sont relatives aux déterminants de la DM¹, à l'existence d'une fonction de DM et à sa stabilité.

Plusieurs théories ont été élaborées en ce sens. L. Walras (1900) considère que la monnaie est d'une utilité indirecte et doit être intégrée dans les fonctions d'utilité des agents et les fonctions de production. Et, la DM se déduit des conditions d'optimalité des agents. J.Hicks (1935), influencé par l'optique Walrasienne, considère que la DM doit être perçue dans un cadre de la théorie générale des choix individuelles. J. M. Keynes (1936) influencé par la tradition cambridgienne, dans la formulation quantitativiste de la DM, lui rajoute un nouveau motif de spéculation. D. Patinkin (1965) élabore une synthèse de la théorie de la valeur et introduit l'effet d'encaisses réelles, s'est appliqué à dépasser les limites de la tradition néoclassique en rétablissant le principe de la neutralité de la monnaie. Baumol (1952)², la DM est essentiellement microéconomique; il introduit le coût d'opportunité et détermine l'encaisse optimale. M. Friedman (1967)³ élabore une théorie de la DM des plus complètes, le choix est placé dans le cadre de la théorie du capital. J. Tobin (1956) apporte une innovation majeure par l'intégration du facteur risque dans l'affectation de la richesse sur les différents actifs, dont la monnaie. Certaines théories de la DM ont été déduites des modèles macroéconomiques, comme chez Bennett McCallum (1989), à titre d'exemple.

A partir des années soixante dix, des approches empiriques, de plus en plus élaborées, ont été développées pour rendre compte de certains phénomènes ayant accompagné le mouvement de l'innovation financière qui s'est soldé par la confusion de la frontière entre la finance et

¹ On utilisera dans ce papier des abréviations pour les termes qui reviennent de façon récurrente pour ne pas alourdir le texte : DM= demande de monnaie

² The inventory theory of demand for money

³ The optimum quantity of money

monnaie, et le phénomène de la monnaie manquante aux USA, entre autres.

La stabilité de la fonction de DM a longtemps été au centre des préoccupations de l'économie monétaire, tant au plan théorique qu'au plan empirique. : M.Friedman (1967), T. Sargent et N. Wallace (1975), King et al. (1991), entre autres.

Au plan empirique, on pourrait citer, à titre d'exemple et entre autres, les travaux de Goldfeld (1973) et Gordon (1984) qui utilisent un modèle à ajustement partiel réel et nominal. Les résultats de ces travaux sont relativement contradictoires: certains démontrent que la DM est stable, (Hoffman et al (1995) et Hendry et Ericsson (1991); alors que d'autres précisent qu'elle pourrait être instable, Goldfeld (1973), Nell (1999).

De nombreux travaux empiriques ont adopté la technique de co-intégration, suivant Johansen (1998) et Johansen & Juselius (1990), dans l'examen de la relation à long terme entre la demande de monnaie et ses déterminants. Les travaux empiriques consacrés à l'étude de la stabilité des fonctions de demande de monnaie, assises sur des modèle à hypothèse d'équilibre à long terme VECM, sont nombreux, On peut citer par exemple: Chung-Shu Wu et al. (2005)⁴ utilise un modèle ARMAX pour établir la stabilité de la fonction de demande de monnaie au Taiwan (stable). Ahmad Zubaidi et al. (2009)⁵ utilisent un modèle ARDL pour étudier la stabilité de DM en Chine (stable). A. Enissan Akinlo (2006)⁶, utilise un modèle ARDL pour étudier la stabilité de DM au Nigeria (stable). Samuel Reynard (2004)⁷ analyse des données en panel pour identifier les paramètres structurels des relations de demandes de monnaie. Ali F. Darrat et al. (2009)⁸, démontrent sur un système VECM que le développement financier rapide des

⁴ Chung-Shu Wu, Jin-Lung, George C. Tiao, David D. Cho; Is money demand in Taiwan stable?; *Economic Modelling* 22(2005) 327-346.

⁵ Ahmad Zubaidi Baharumshah, Siti Hamizah Mohd, A. Mansur M. Masih; The stability of money demand in China: Evidence from the ARDL model, *Economic Systems* 33(2009) 231-244.

⁶ A. Enissan Akinlo, The stability of money demand in Nigeria: An autoregressive distributed lag approach, *Journal of policy modeling* 28(2006) 445 – 452.

⁷ Samuel Reynard, Financial market participation and the apparent instability of money demand, *Journal of monetary economics* 51 (2004) 1297-1317.

⁸ Ali F. Darrat and Saif S. Al-Sowaidi, Financial progress and the stability of long run money demand: implications for the conduct of monetary policy in emerging economies, *Review of financial economics* 18(2009) 124-131.

pays émergents (UAE, Qatar, bahrein) n'a pas généré des perturbations de l'équilibre des relations de demande de monnaie. Shigeyuki Hamori et Naoko Hamori (2008)⁹, ont aussi établi sur un VECM que la demande de monnaie, mesurée par l'agrégat M3, est stable globalement dans la zone de l'euro.

En Algérie, les travaux réalisés en ce sens, en dehors des travaux réalisés dans des mémoires et thèses universitaires, sont rarissimes.

Les données utilisées dans cette investigation sont extraites de la base de données de la banque mondiale pour: (GDPcLc), (IPC), les autres sont puisées dans les différents rapports d'activité de la banque d'Algérie. La quantité de monnaie est mesurée par l'agrégat MM2. La variable d'échelle de transaction (GDPconstLcu) est exprimée en monnaie locale constante. L'inflation est mesurée par l'indice des prix à la consommation (IPC), et le taux d'intérêt est représenté par le taux d'escompte annuel pratiqué par la banque d'Algérie (TxInt).

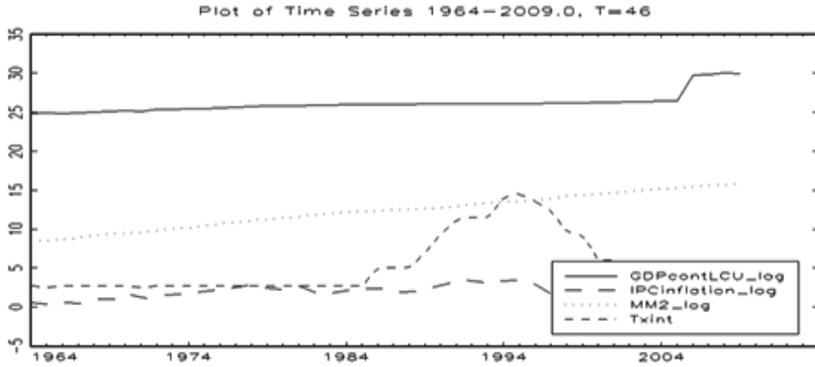
Pour répondre à notre question nous adoptons une stratégie économétrique standard, consistant à estimer un modèle fondé sur une hypothèse d'équilibre (VECM), puis analyser les déterminants et la stabilité paramétrique de fonction de DM. Notre méthodologie, partant d'une analyse préliminaire des propriétés statistiques des séries: stationnarité, changement de structure et processus générateur de données ainsi que les tests de Co-intégration, procédera à l'estimation d'un modèle VECM, selon l'approche structurelle de Johansen (1998), suivi d'un diagnostic statistique. La stabilité paramétrique du modèle, à travers les tests du *Chow test*, *Split Sample*, BP (*break point*) et les différents tests d'estimation récursive des paramètres fera l'objet d'une analyse.

1. Analyse préliminaire des propriétés statistiques des séries

Dans l'analyse préliminaire des données, nous résumerons les caractéristiques des séries de données, par la détermination de leur degré d'intégration et les points de changement de structure -breaks points (BP) éventuels, qui peuvent les caractériser. L'analyse est complétée par les tests de détection des éventuelles relations d'équilibre (test de cointégration).

⁹ Shigeyuki Hamori and Naoko Hamori, Demnad for money in the euro area; Economic systems 32(2008) 274-284.

Figure1 :Représentation graphique des séries de données (logarithmes)



Source¹⁰: établi par l'auteur

1.1. Processus générateur de données et leurs degrés d'intégration

Les propriétés statistiques des processus générateurs de données, stationnarité et phénomènes de mémoires, sont déterminantes pour le choix de la spécification appropriée pour leur modélisation. La recherche de racine unité et la détermination du degré d'intégration est une condition nécessaire pour décider de l'opportunité d'une spécification en VECM. Pour tenir compte de certains facteurs, tel que le changement de structure (*level shift*), qui réduisent la puissance du test ADF, nous avons diversifié les tests. Premièrement, nous utilisons la procédure ADF sur un modèle exhaustif avec moyenne, constante et trend, suivi des tests de Shmidt-Phillips (SP) et de KPSS. Les résultats du tableau 1, des tests établissent clairement que les séries de données MM2, GDP, IPC sont *difference stationary* (DS), et donc intégrées d'ordre I(1) avec un seuil de signification de 1%. Seule la série Txint est intégrée d'ordre I(1) avec un seuil de signification de 5%.

¹⁰ Tous les tableaux et figures dans ce papier sont établis par nous mêmes.

Tableau 1: Tests de racines unités des séries

	ADF				SP				KPSS				
	t-stat	90%	95%	99%	z-stat	90%	95%	99%	t-stat	90%	95%	99%	
MM	-2.04	3.13	3.41	3.96	z(τ)= -2.1	2.75	3.02	3.56					I(1)
C	2.188				z(ρ)= -7.7	15.0	18.1	25.2					
TDS	1.946								0.34*	0.12	0.15	0.22	
DS	5.74*	3.13	3.41	3.96					2.36*	0.34	0.46	0.74	I(0)
GDP	-0.93	3.13	3.41	3.96	z(τ)= -1.7	2.75	3.02	3.56					I(1)
C	0.97				z(ρ)= -5.9	15.0	18.1	25.2					
TDS	1.62								0.22*	0.12	0.15	0.21	
DS	-4.40*	2.57	2.86	3.43					1.37*	0.34	0.46	0.74	I(0)
IPC	-1.95	3.13	3.41	3.96	z(τ)= -2.1	2.75	3.02	3.56					I(1)
C	1.91				z(ρ)= -8.2	15.0	18.1	25.2					
TDS	-0.76								0.37*	0.12	0.15	0.22	
DS	-5.40*	2.57	2.86	3.43					0.38*	0.34	0.46	0.74	I(0)
Txint	1.34	3.13	3.41	3.96	z(τ)= -1.2	2.75	3.02	3.56					I(1)
C	1.25				z(ρ)= -2.9	15.0	18.1	25.2					
TDS	0.129								0.28*	0.12	0.15	0.22	
DS	-2.72**	2.57	2.86	3.43					0.90*	0.34	0.46	0.74	I(0)

Source: calcul de l'auteur

1.2. Le changement de niveau (break-points) et test de stationnarité

La représentation graphique (figure 1) des séries de données, mises en logarithmes naturels, montre que la période allant de 1997 à 2009 est caractérisée par des changements de niveau apparents, lesquels mouvements pourraient avoir des répercussions sur la stationnarité des séries et par conséquent des distorsions potentielles sur la stabilité du modèle. Nous avons opéré une investigation selon la méthodologie proposée par Markku Lanne (2000). Les changements de niveau des séries sont modélisés par quatre modèles possibles, les résultats des estimations et les dates des breaks points, des différentes séries, sont reportés dans le tableau 2 ci-après. Le test procède par l'estimation de la spécification (1) suivante du DGP (data génération process):

$$Y_t = \mu_0 + \mu_1 t + f_t(\theta)' \gamma + \nu_t \quad (1)$$

Le cas du shift dummy

$$f_t(\theta)' \gamma = d_{1,t} := \begin{cases} 0, & t < T_b \\ 1, & t \geq T_b \end{cases} \quad \text{Modèle 1} \quad (2)$$

Le cas d'un changement exponentiel

$$f_t(\theta)' \gamma = \begin{cases} 0, & t < T_b \\ (1 - \exp(-\theta(t - T_b + 1))), & t \geq T_b \end{cases} \quad \text{Modèle 2} \quad (3)$$

Le cas d'un changement (*rational function in the lag operator applied to a shift dummy* $d_{1,t}$)

$$f_t(\theta)' \gamma = \left[\frac{d_{1,t}}{(1 - \theta L)} : \frac{d_{1,t-1}}{(1 - \theta L)} \right] \quad \text{Modèle 3} \quad (4)$$

$$\left[\gamma_1 (1 - \theta L)^{-1} + \gamma_2 (1 - \theta L)^{-1} L \right] d_{1,t} \quad (5)$$

Tableau 2: résultats des tests de racine unité avec changement de niveau

	level shift model	T-stat	D(shift(k))	D(C)	D(x-1)	θ	90%	95%	99%	DBP
MM	Modèle 1	-2.51	22.55	766.82	13.22	-	-2.58	-2.88	-3.48	1998
	Modèle 2	-2.55	25.39	765.34	13.17	3.00	-2.58	-2.88	-3.48	1998
	Modèle 3	-1.39	12.54	759.1	13.42	0.44	-2.58	-2.88	-3.48	1998
GDP	Modèle 1	-1.56	342.33	2667.8	0.69	-	-2.58	-2.88	-3.48	2006
					D(x-2) = 3.49					
	Modèle 2	-3.17*	395.17	2785.9	D(x-1)- 0.05	3.00	-2.58	-2.88	-3.48	2006
				D(x-2) =4.27						
	Modèle 3	-2.81**	(k1)215.84 (k2)-103.92	2462.08	0.88	0.49	-2.58	-2.88	-3.48	2006
IPC	Modèle 1	-2.57	-16.32	5.42	-2.54	-	-2.58	-2.88	-3.48	2000
	Modèle 2	-2.29	-16.25	5.35	-2.62	3.00	-2.58	-2.88	-3.48	2000
	Modèle 3	-2.08	(k1)-15.43 (k2)16.47	5.80	-1.77	0.00	-2.58	-2.88	-3.48	2000
Txint	Modèle 1	-1.00	14.78	21.53	4.45	-	-2.58	-2.88	-3.48	1999
	Modèle 2	-1.82	15.53	21.36	4.37	3.00	-2.58	-2.88	-3.48	1999
	Modèle 3	-1.77	(k1)3.62 (k2)-12.71	22.07	3.00	0.00	-2.58	-2.88	-3.48	1999

Source : calcul de l'auteur

Les principaux résultats de cette investigation indiquent que les changements de structure dans les séries de données n'introduisent pas de biais dans les tests de racine unité précédemment présentés. En fait, seul le GDP pourrait être considéré I(0), avec un seuil de signification de 5%, compte tenu d'un changement de niveau (exponentiel). Les paramètres des modèles de changement de niveau sont significatifs pour toutes les séries étudiées avec des dates de BP qui sont de (1998, 1999, 2000, 2006) respectivement pour (MM, Txint, IPC, et GDP)

1.3 La relation de cointégration (MM2, GDP, CPI, Txint)

Les tests de cointégration effectués, trace de Johansen (1995) (LR) et le test de Saikkonen & Lutkepohl, sont basés sur un modèle général du type ($Y_t = D_t + X_t$), où y_t est un vecteur des variables observables, D_t la partie déterministe ($D_t = \mu_0 + \mu_1 t$). Il s'agit de tester les hypothèses:

$$H_0(r0) : rk(\Pi) = r0 \quad vs \quad H_1(r0) : rk(\Pi) > r0$$

, $r0 = 0, 1, 2, \dots, k-1$

Le modèle général s'écrit comme suit :

$$\Delta X_t = \Pi X_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \Gamma_j \Delta Y_{t-j} + \mu_t, \quad \mu_t \rightarrow (0, \Sigma_\mu)$$

(6)

Le rang de cointégration de X_t est celui de Y_t . Le test de Johansen (1995) s'obtient par l'estimation de la forme réduite du modèle, selon la méthode du (*reduced rank*):

$$\Delta Y_t = \Pi^* \begin{bmatrix} Y_{t-1} \\ 1 \end{bmatrix} + \sum_{j=1}^{p-1} \Gamma_j \Delta Y_{t-j} + \mu_t, \quad \mu_t \rightarrow (0, \Sigma_\mu) \quad (7)$$

Alors que le test de Saikkonen & Lutkepohl s'obtient par l'estimation de la partie déterministe D_t du modèle général, par la procédure GLS en premier lieu, puis la soustraire des séries observables et d'appliquer la procédure de Johansen au modèle en différences:

$$\Delta \overset{*}{X}_t = \Pi \overset{*}{X}_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \Gamma_j \Delta \overset{*}{X}_{t-j} + \mu_t, \quad \mu_t \rightarrow (0, \Sigma_\mu), \quad \overset{*}{X}_t = Y_t - D_t \quad (8)$$

Les résultats des tests, résumés dans le tableau 3 ci-après, montrent clairement qu'il existe au moins deux relations de Cointégration acceptées à un seuil de significativité de 1%, et selon les deux tests.

Tableau 3 : tests de Cointégration

Co-intégration tests	Johansen Trace Test						S & L Test					
	R0	LR	P-value	90%	95%	99%	R0	LR	P-value	90%	95%	99%
Le système (MM2, IPC, GDP, Txint)	0	242.59*	0.0000	50.50	53.94	60.81	0	214.81*	0.0000	37.04	40.07	46.20
	1	93.93*	0.0000	32.25	35.07	40.78	1	65.36*	0.0000	21.76	24.16	29.11
	2	47.67*	0.0000	17.98	20.16	24.69	2	27.94*	0.0000	10.47	12.26	16.10
	3	19.15*	0.0004	7.60	9.14	12.53	3	2.11	0.1718	2.98	4.13	6.93
Optimal number of lags (up to 10 lags	AIC: 8	FPE: 8	HQC: 8	SC: 8	Sample range: [1972, 2009], T = 38 Dimension of the process: 4 Intercept included							

Source : Calcul de l'auteur

2. Estimation du modèle « FORME VECM »

Nous procéderons à l'estimation d'un modèle VECM avec une seule relation de cointégration, selon la procédure de Johansen (1995), sans restrictions déduites de préalables théoriques, en raison du manque flagrant d'études, ayant établi des aspects théoriques de la DM en Algérie, et ce du fait du manque flagrant de données concernant l'économie algérienne.

Evidemment, il est très facile de démontrer l'existence de relation théorique de cointégration des variables qui forment notre système, partant d'uniformités largement étayées dans la littérature théorique. Par ailleurs, nous n'intégrons aucune variable exogène dans le modèle, qui pourrait être écrit comme suit:

$$\Delta Y_t = \Pi Y_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \Gamma_j \Delta Y_{t-j} + u_t \quad ,$$

$$\Pi = \alpha' \beta \quad \text{et} \quad u_t \rightarrow i.id(0, \Sigma_u) \quad (10)$$

$$(11)$$

$$\begin{bmatrix} d(MM2_log)\text{(\textit{t})} \\ d(IPCinf-log)\text{(\textit{t})} \\ d(GDPcLc-log)\text{(\textit{t})} \\ d(Txint)\text{(\textit{t})} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} -0.025 \\ 0.081 \\ 0.019 \\ 0.015 \end{bmatrix} * \begin{bmatrix} 1.00 & -1.55 & -0.59 & -0.227 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} MM2-log\text{(\textit{t}-1)} \\ IPCinf-log\text{(\textit{t}-1)} \\ GDPcLc-log\text{(\textit{t}-1)} \\ Txint\text{(\textit{t}-1)} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 0.2883 & -0.047 & 0.025 & -0.007 \\ 3.120 & -0.596 & 0.126 & 0.225 \\ 1.036 & -0.167 & 0.021 & 0.062 \\ 2.016 & -0.051 & -0.029 & 0.377 \end{bmatrix} * \begin{bmatrix} d(MM2-log)\text{(\textit{t}-1)} \\ d(IPCinf-log)\text{(\textit{t}-1)} \\ d(GDPcLc-log)\text{(\textit{t}-1)} \\ d(Txint)\text{(\textit{t}-1)} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} -0.426 & 0.017 & 0.014 & -0.040 \\ 0.225 & -0.181 & 0.092 & 0.203 \\ 0.252 & 0.007 & 0.031 & -0.012 \\ -1.507 & -0.044 & 0.15 & 0.223 \end{bmatrix} * \begin{bmatrix} d(MM2-log)\text{(\textit{t}-2)} \\ d(IPCinf-log)\text{(\textit{t}-2)} \\ d(GDPcLc-log)\text{(\textit{t}-2)} \\ d(Txint)\text{(\textit{t}-2)} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} U1\text{(t)} \\ U2\text{(t)} \\ U3\text{(t)} \\ U4\text{(t)} \end{bmatrix}$$

Le modèle estimé VECM affiche, en général, des résultats statistiquement significatifs. Le coefficient d'ajustement du terme correcteur d'erreur $\alpha = -0.025$ est bien de signe négatif pour la demande de monnaie ce qui assure le fonctionnement du mécanisme de rappel à la situation d'équilibre de long terme. Le vecteur β est normalisé sur le coefficient de $MM2_{t-1}$. Une formulation explicite de l'équation de demande de monnaie, en différences, en Algérie.

(12)

$$d(MM2_t) = \underbrace{(-0.025MM2_{t-1} + 0.03875IPC_{t-1} + 0.01475GDP_{t-1} + 0.00567Txint_{t-1})}_{\text{coïntégration équation}} + 0.2883d(MM2_{t-1}) - 0.047d(IPC_{t-1}) + 0.025d(GDP_{t-1}) - 0.007d(Txint_{t-1}) - 0.426d(MM2_{t-2}) + 0.017d(IPC_{t-2}) + 0.014d(GDP_{t-2}) - 0.040d(Txint_{t-2}) + U_{1,t}$$

Le modèle exhaustif de la fonction de demande de monnaie de court terme s'écrit après arrangement des termes:

(13)

$$MM2(t) = \underbrace{MM2_{t-1} + 0.288d(MM2_{t-1}) + 0.426d(MM2_{t-2})}_{\text{terme d'ajustement nominal}} - \underbrace{0.047d(IPC_{t-1}) + 0.017d(IPC_{t-2})}_{\text{terme d'ajustement réel}} + \underbrace{+ 0.025d(GDP_{t-1}) + 0.014d(GDP_{t-2})}_{\text{terme de la variable d'échelle}} - \underbrace{0.007d(Txint_{t-1}) - 0.040d(Txint_{t-2})}_{\text{terme de la politique monétaire}} - 0.025 \underbrace{[MM2_t - 1.557IPC_{t-1} - 0.598GDP_{t-1} - 0.227Txint_{t-1}]}_{\text{Terme correcteur d'erreur}}$$

Les signes des paramètres aux différents arguments, de la fonction de demande de monnaie, sont globalement conformes aux enseignements de la théorie. Le terme de l'ajustement nominal est de signe positif sans aucune ambiguïté. Le terme d'ajustement réel appelle une explication, en fait, l'effet de l'inflation dans le modèle est positif net, mais il convient de remarquer que l'effet à un retard (t-1) est négatif (contraire à la théorie)¹¹ alors que les effets des retards (t-2) et (t-3) sont positifs. La variable d'échelle qui intègre le motif transactionnel dans la demande de monnaie est de signe positif net. Le terme de la politique monétaire, intégrée par le taux de réescompte, est de signe négatif.

La vitesse d'ajustement dans ce modèle est marquée généralement par un retard. En effet, pour l'ajustement nominal, on doit bien remarquer que l'élasticité (0.426) de la différence (t-2) est bien supérieure à l'élasticité (0.288) du retard immédiat de la différence (t-1). Ce fait s'explique aisément par le temps requis pour l'accomplissement du processus de multiplication de la monnaie, accompagné d'un mouvement d'innovation financière; les actifs monétaires et quasi-monétaires sont en développement remarquable cette dernière décennie.

L'ajustement réel (IPC) est caractérisé aussi par une lenteur relative, on remarque que le retard (t-2) exerce un effet notable, quoi-

¹¹ En effet, un signe négatif de cette élasticité correspondrait théoriquement à une inflation anticipée comme dans le modèle de P. Cagan (1956).

que résiduel, sur la demande de monnaie en (t). Un ajustement adaptatif qui semble ne prendre compte complètement des variations des prix qu'au bout de deux périodes subséquentes. La même remarque s'applique pour la variable d'échelle GDP qui mesure, conjuguée à la variation des prix, le motif transactionnel.

Pour le taux d'intérêt (Txint); l'effet s'exerce avec un retard net, où l'on remarque que l'élasticité (0.040) du retard (t-2) est nettement supérieure à celle du retard (t-1) qui est insignifiante (0.007).

Le modèle, en général, reflète les grandes imperfections qui caractérisent les processus de formation des prix dans notre économie et les imperfections dans la circulation et la perception de l'information économique.

2.1. L'équilibre de Long terme

La notion d'équilibre est relativement compliquée; mais pour ce qui concerne le marché de la monnaie, l'équilibre théorique peut être approché de façon acceptable par une égalité de l'offre et la demande de monnaie. L'offre de monnaie est mesurée par MM2 et la demande également. La contrepartie empirique, dans un modèle VECM, est que le système soit en « repos », i.e. les forces d'ajustements s'annulent.

La relation de long terme de la fonction de demande de monnaie peut donc, être écrite comme suit : Elle est déduite de l'hypothèse de stationnarité du terme correcteur d'erreur (Ect) $\rightarrow I(0)$, d'une part et que à l'état stationnaire, à l'équilibre ce terme s'annule, d'où l'expression de la fonction de demande de monnaie:

$$MM2(t) = 1.557 IPC(t) + 0.598 GDP(t) + 0.227 Txint(t) + \varepsilon, \quad (14)$$

Les signes des différentes élasticités de la demande de monnaie sont conformes aux hypothèses déduites des préalables économiques à l'exception du taux d'intérêt qui est, peut être ici, un proxy inadapté du coût d'opportunité, mais un taux de réescompte de la banque centrale.

3. Analyse et diagnostic de la fonction de demande de monnaie

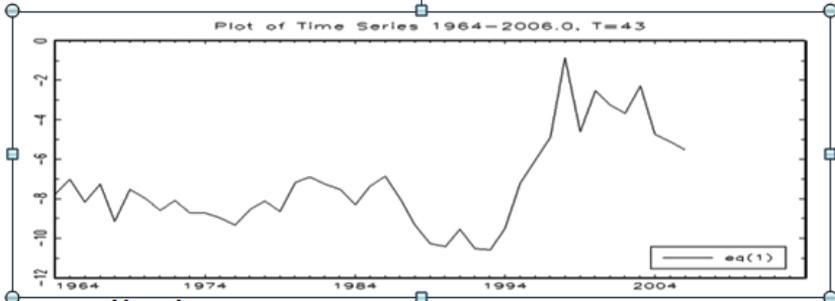
3.1. Représentation graphique de la relation de cointégration

De la représentation graphique (figure 2) du terme correcteur d'erreur (EC) exprimé en (15), corrigé par les paramètres de long terme, ressort une stabilité relative du système dans l'échantillon (1964-1994). A partir de 1994, les forces de rappel du système, vers son état

d'équilibre de long terme (*pulling forces*), font état de grandes fluctuations.

$$Ec_t = \beta.Y_{t-1} = [1 \quad -1.55 \quad -0.59 \quad -0.227](Y_{t-1})' \quad (15)$$

Figure 2 : **représentation graphique du terme d'erreur avec les paramètres de long terme**



Source: établi par l'auteur

La prise en compte de la dynamique de court terme, dans l'estimation du terme correcteur d'erreur, exprimé en (16) et représenté dans la figure 3, montre en fait que ces fluctuations apparentes ne peuvent exercer de distorsions sur la stabilité du modèle.

$$Ec_t = \beta.Y_{t-1} = [1 \quad -1.55 \quad -0.59 \quad -0.227](Y_{t-1})'.M \quad (16)$$

Figure 3: **Représentation graphique du terme d'erreur pondéré par les termes de dynamique de court terme**



Source: établi par l'auteur

3.2. Estimation du modèle « forme matricielle en Niveau »

La forme du modèle (système) en niveau est utilisée dans les calculs des fonctions de réponses impulsionnelles et de la décomposition de la variance. Elle s'obtient par transformation des estimations du VECM.

(17)

$$\begin{bmatrix} \log MM2(t) \\ \log IPCinf(t) \\ \log GDPcLd(t) \\ Txint(t) \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1.2575 & -0.008 & 0.04 & -0.0014 \\ 3.2011 & 0.2767 & 0.0774 & 0.20634 \\ 1.0549 & -0.197 & 1.009 & 0.05798 \\ 2.0312 & -0.0742 & -0.03741 & 1.3734 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \log MM2(t-1) \\ \log IPCinf(t-1) \\ \log GDPcLd(t-1) \\ Txint(t-1) \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} -0.709 & 0.064 & -0.011 & -0.033 \\ -2.895 & 0.416 & -0.034 & -0.022 \\ -0.784 & 0.174 & 0.010 & -0.074 \\ -3.523 & 0.007 & 0.186 & -0.154 \end{bmatrix} x$$

$$\begin{bmatrix} \log MM2(t-2) \\ \log IPCinf(t-2) \\ \log GDPcLd(t-2) \\ Txint(t-2) \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 0.426 & -0.017 & -0.014 & 0.040 \\ -0.225 & 0.181 & -0.092 & -0.203 \\ -0.252 & -0.007 & -0.031 & 0.012 \\ 1.507 & 0.044 & 0.157 & -0.223 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \log MM2(t-3) \\ \log IPCinf(t-3) \\ \log GDPcLd(t-3) \\ Txint(t-3) \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} U1(t) \\ U2(t) \\ U3(t) \\ U4(t) \end{bmatrix}$$

3.3. Analyse des résidus et validation du modèle

3.3.1 : Auto corrélation des résidus

Le test statistique du portemanteau avec l’hypothèse nulle $H_0:R_h=(r_1, \dots, r_h)=0$, donne $t = 169.2413$ et $P\text{-value} = 0.995$, effectué avec 16 retards et qui devrait suivre une distribution de $\chi^2(220)$, alors que la valeur du $\chi^2(220)$ tabulée est de (131.27), ce qui rejette H_0 . Même le test ajusté donne $t = 214.2949$ et $P\text{-value} = 0.5958$, ne rejette pas non plus H_1 ; ce qui indique que les paramètres des fonctions d’auto-corrélations des résidus ne sont pas nuls compte tenu d’un nombre de retards ($h=16$).

Le test LM des auto-corrélations des résidus avec 5 retards est de $LM = 161109.7310$ avec $dl = 80$ et $P\text{-value}: 0.000$, qui devrait suivre une distribution du χ^2 , sous l’hypothèse H_0 , absence d’auto-corrélations, alors que le $\chi^2(80)$ tabulé est égal à (53.06), ce qui ne permet pas de rejeter H_0 .

Le test LM de Bensch-Godfrey est utile pour tester l’auto-corrélation des résidus pour un nombre réduit de retards (h très petit); alors que le test du portemanteau est préférable pour un ordre supérieur de retards (h)¹². Il est vrai que le premier test ne rejette pas l’hypothèse, ce qui fait que le diagnostic n’est pas complètement satisfaisant. Cependant, cette situation n’invalide pas le modèle et pour toutes les finalités (Helmut Lutkepohl, Markus Kratzig, page 131).

3.3.2 : Tests de normalité

Le test de distribution jointe des termes d’erreur : hypothèse de normalité est strictement rejetée par le test de Doornik & Hansen (1994), $joint\ test\ statistic=2305.64$, $dl=8$, $p\text{-value}=0.00$. La symétrie et

¹² Helmut Lütkepohl, Markus Krätzig, 2004. *Applied Time Series Econometrics*, © Cambridge University Press Inc. New York., page 129.

l'aplatissement de leurs distributions empiriques sont aussi rejetés, le *skewness*=249.76, *p-value* =0.00 et le *kurtosis* = 2055.88, *p-value*=0.00.

L'hypothèse de normalité est strictement rejetée aussi par le test de Lütkepohl (1993), *joint test statistic* = 1909.30, *dl*=8, *p-value*=0.00. La symétrie et l'aplatissement de leurs distributions empiriques sont aussi rejetés; le *skewness* =212.89, *p-value*:0.00 et le *kurtosis* = 1696.41, *p-value*=0.00.

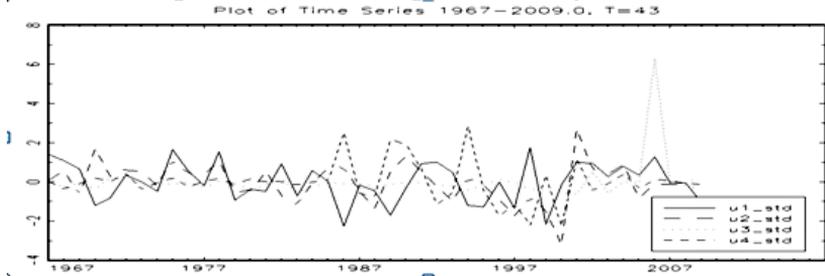
Tableau 4: Test de Jarque-Bera

variable	teststat	p-Value(Chi ²)	skewness	kurtosis	decision
u1	1,1910	0,5513	-0,2997	2,4472	rejet de H0 avec 0,55
U2	5,8313	0,0542	-0,3939	4,6230	rejet de H0 avec 0,05
U3	2.277,0939	0,0000	5,7972	36,7121	rejet de H0 avec 0,00
U4	8,2188	0,0164	0,6136	4,7554	rejet de H0 avec 0,016

Source: calcul de l'auteur

Le test de *Jarque-Bera* pour les termes stochastiques, résidus u_i , ($i=1,2,3,4$) des équations du modèle, confirme les résultats des tests précédents et rejettent l'hypothèse de normalité. En effet, $\chi^2_{\alpha=0,05}=5,99$ le résidu (u1) est le seul terme proche (compatible) de la distribution normale, ou H_0 est rejetée avec un risque d'erreur de première espèce avec les coefficients d'asymétrie, *Skewness*= -0.2997 relativement proche de zéro, et d'aplatissement *kurtosis*=2.4472 proche de 3, pour la normale. Pour le terme (u2), la normalité est rejetée avec un risque de 5%, alors que pour (u3) et (u4) l'hypothèse de normalité est rejetée avec un risque de première espèce nul (*P-value* =0.00).

Figure 4: Représentation graphique des termes d'erreurs stochastiques associés aux équations du système



Source: établi par l'auteur

4. Analyse de stabilité

4.1. Analyse de stabilité paramétrique du modèle

Tableau 5: Chow test, sample range (1967-2009), tested break date 1984 (17 observations before break)

break point	229.4195	sample split Chow test:	25.3454	Chow forecast test:	8.8788
bootstrapped p-value:	0,0000	bootstrapped p-value:		bootstrapped p-value:	0,0000
asymptotic chi ² p-value:	0,0000	asymptotic chi ² p-value:	1,0000	asymptotic F p-value:	0,0003
degrees of freedom:	46	degrees of freedom:	0,9076 36	degrees of freedom:	of 104,10

Source: calcul de l'auteur

L'hypothèse nulle, H_0 : constance des paramètres, est rejetée pour de grandes valeurs des tests. On remarque d'abord que les *P-value bootstrapped* sont plus grandes que les *P-value* calculées sur l'échantillon ce qui est conforme aux résultats de Candelon et Lutkepohl (2001). On lit aussi dans ce tableau 4 que:

Le *break point Chow test* (λ_{Bp}) et *Chow forecast test* (λ_{Ef}) rejettent l'hypothèse de stabilité H_0 .

Le *sample split Chow test* (λ_{ss}) ne rejette pas l'hypothèse de stabilité avec *P-value* = 0.90 et *P-value bootstrapped* = 1.00.

Ce qui implique que certaines des séries du système montrent effectivement un changement de structure (*level shift*), mais cette rupture de structure n'affecte pas la stabilité paramétrique du modèle à travers l'échantillon.

4.2. Stabilité des valeurs propres

Les valeurs propres obtenues de la régression sur une forme réduite du modèle, utilisées dans les tests de cointégration, peuvent être exploitées dans l'examen de la stabilité paramétrique du modèle. Le test sur la constance des paramètres se fait selon une procédure d'estimation récursive proposée par Johansen (1995), Hansen & Johansen (1999). Dans ce test, un intervalle de confiance CI est construit à un seuil de signification de 1%, en prenant la valeur propre la plus grande notée $\lambda_i^{(\tau)}$ concernant τ premières observations.

$$CI = \left[\frac{\lambda_i^\tau}{\lambda_i^\tau + (1 - \lambda_i^\tau) \cdot e^{(1.99\sigma_{ii}^*)}} \right], \left[\frac{\lambda_i^\tau}{\lambda_i^\tau + (1 - \lambda_i^\tau) \cdot e^{(-1.99\sigma_{ii}^*)}} \right] \quad (18)$$

La statistique τ est construite de la manière suivante :

$$\tau(\xi_i^{(\tau)}) = \frac{\tau}{T} \left[(\xi_i^{(\tau)} - \xi_i^{(T)}) / \sigma_{ii}^* \right] \quad (19)$$

$$\xi_i^{(\tau)} = \log \left(\frac{\lambda_i^{(\tau)}}{(1 - \lambda_i^{(\tau)})} \right) \quad (20)$$

La distribution limite de cette statistique dérivée par Hansen & Johansen (1999) est exprimée comme suit $\underset{1 \leq \tau \leq T}{Sup} \tau(\xi_i^{(\tau)})$ et tabulée par

Ploberger et al. (1999). L'hypothèse de stabilité, constance paramétrique, est rejetée si τ exprimée en 19 venait d'excéder la valeur critique.

Cas1: Estimation de la FV¹³: estimation sur l'ensemble de l'échantillon

Estimation de CI: avec estimation des écart-types sur l'échantillon

Le test de la statistique τ , figure 5, rejette nettement l'hypothèse d'instabilité et établit que les valeurs propres sont constantes le long de l'échantillon, et que cette constance est plus marquée à partir de 2000. L'intervalle de confiance estimé, figure 6, montre que les valeurs propres sont entourées d'aléas très réduits le long de l'échantillon.

¹³ FV : Fonction du maximum de vraisemblance

Figure 5 : représentation du τ -stat

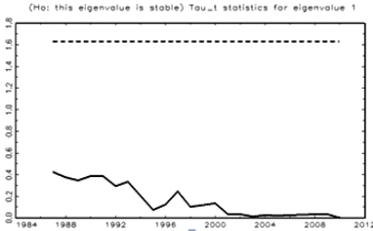
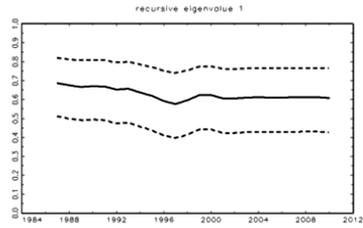


Figure 6: CI: intervalle de confiance



Cas2: Estimation de la FV: estimation sur l'ensemble de l'échantillon
 Estimation de CI: avec estimation récursive des écarts types sur l'échantillon

Figure 7: représentation du τ -stat

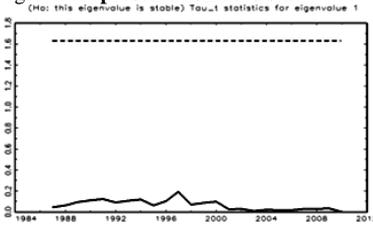
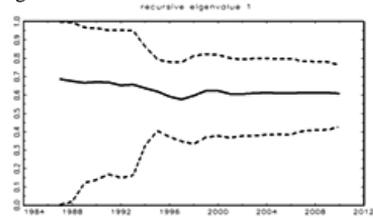


Figure 8: CI: intervalle de confiance



Le test de la statistique τ , figure 7, rejette nettement l'hypothèse d'instabilité et établit que les valeurs propres sont constantes le long de l'échantillon. Alors que l'intervalle de confiance estimé de façon récursive (*forward rolling estimation*), figure 8, montre que les valeurs propres sont entourées d'aléas importants de 1984 à 1998, mais qui est réduit avec l'intégration graduelle de nouvelles observations et l'élargissement de l'échantillon.

Cas3: Estimation de la FV: avec estimation récursive des paramètres
 estimation de CI: estimation des écarts-types sur l'ensemble de l'échantillon.

Le test de la statistique τ estimée de façon récursive, figure 9, rejette nettement l'hypothèse d'instabilité et établit que les valeurs propres sont constantes le long de l'échantillon. Alors que l'intervalle de confiance estimé, figure 10, montre que les valeurs propres sont entourées uniformément d'aléas le long de l'échantillon. Cas inverse au précédent.

Figure 9: représentation du τ -stat

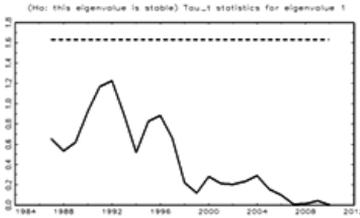
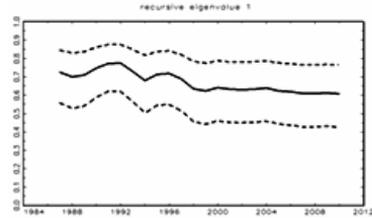


Figure 10: CI: intervalle de confiance



Cas4: Estimation de la FV: avec estimation récursive des paramètres
 Estimation de CI: avec estimation récursive des écarts types sur l'échantillon

Figure 11: représentation du τ -stat

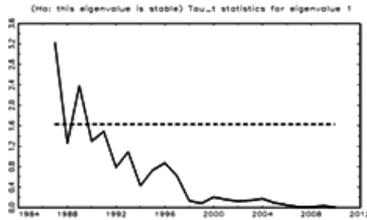
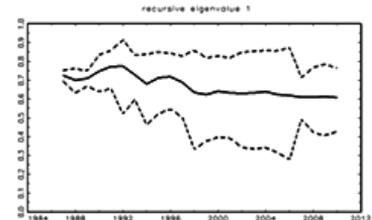


Figure 12: CI: intervalle de confiance



Source: établi par l'auteur

L'estimation récursive du test τ de signification, figure 11, et de l'intervalle de confiance CI, figure 12, montre que l'hypothèse H_0 de constance des valeurs propres est rejetée pour la période allant de 1984 à 1990. Elle est, par contre, stable à partir de 2000.

Les résultats des différentes configurations de tests (cas 1 à 4) montrent clairement que les valeurs propres du modèle sont stables le long de l'échantillon et que le modèle est par conséquent stable.

4.3. L'estimation récursive des paramètres à long terme

Cette technique consiste à effectuer une estimation récursive des paramètres du modèle, partant d'un échantillon partitif ($t \leq T$) et ($t=1, 2, \dots, \tau$) et en faisant varier (τ) jusqu'à intégrer tout l'échantillon (T). L'estimation de ces paramètres est suivie d'une estimation de séquences complètes de matrices des variances et des distributions asymptotiques des paramètres. La relation de cointégration est estimée pour l'ensemble de l'échantillon. Les séries des paramètres, du vecteur $(\alpha\beta')$ pour chacune des équations du système, estimés sont reportés

graphiquement dans des intervalles bornés par (+) ou (-) l'écart type. Les graphiques apportent une information sur la contribution des informations du fait de l'élargissement de l'échantillon à la réduction /ou l'accroissement des aléas qui entourent les paramètres.

Ainsi, pour le vecteur de cointégration, on observe une relative stabilité paramétrique concernant l'équation demande de monnaie, figure 13, le long de tout l'échantillon. Cette stabilité est de plus en plus confirmée à mesure que l'on évolue dans l'échantillon, les paramètres deviennent nettement plus stables qu'avant à partir de 1998.

Pour l'inflation (IPC), les paramètres de la relation qui modélise les forces de rappel à l'équilibre de long terme, figure 14, sont caractérisés par plus d'aléas que ceux de l'équation de la demande de monnaie. Ce système est tout de même bien indiqué pour la modélisation, de façon acceptable, de l'inflation.

Figure 13 : graphique de l'estimation récursive des paramètres du vecteur ($\alpha\beta$) pour l'équation D(MM2)

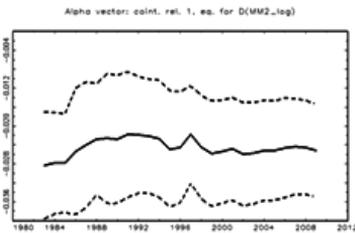
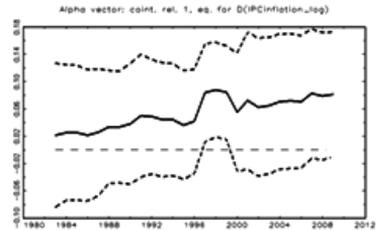


Figure 14 : graphique de l'estimation récursive des paramètres du vecteur ($\alpha\beta$) pour l'équation D(IPC)



L'équation du GDP (figure 15) est caractérisée par une stabilité paramétrique remarquable durant la période allant de 1964 à 2005, mais devient fortement instable à partir de 2006. Ce résultat correspond parfaitement au résultat établissant le changement de structure de la série du GDP établi précédemment (figure 3). Ce système n'est pas bien indiqué pour la modélisation d'une courbe IS pour l'économie algérienne.

La relation du taux d'intérêt (figure 16) est d'une instabilité relative remarquable, par rapport aux autres variables du système) remarquable. Ce qui peut s'expliquer de façon acceptable; le taux d'escompte utilisé est déterminé en principe de façon exogène par l'autorité monétaire (dans le cas où elle conduirait sa politique moné-

taire en adoptant «la règle» la ligne de conduite qui correspond le plus à l'orientation de la politique monétaire en Algérie.

Figure 15 : graphique de l'estimation récursive des paramètres du vecteur ($\alpha\beta$) pour l'équation D(GDP)

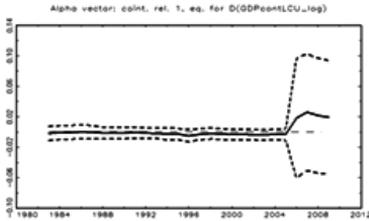
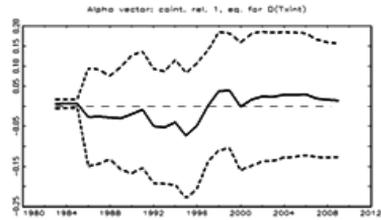


Figure 16 : graphique de l'estimation récursive des paramètres du vecteur ($\alpha\beta$) pour l'équation D(Txint)



Katarina Juselius (2006)¹⁴ souligne qu'en cas, de présence de changement de structure important dans l'échantillon, un de ces tests parviendrait au moins à le détecter. Cependant, un modèle ayant satisfait généralement ces tests d'estimation récursive, pourrait vraisemblablement être considéré d'une correcte spécification et admettre ses résultats empiriques. Cette procédure détecte, généralement quelques instabilités paramétriques, mais qui ne réduisent en rien la qualité du modèle tant qu'elle n'entame pas ses capacités différentielles.

4.4. Estimation récursive des paramètres de court terme.

La représentation graphique de l'estimation récursive des paramètres des différents arguments de la fonction de demande de monnaie montre des degrés différents de dispersions à travers l'échantillon.

Les figures 17 et 18, représentent les paramètres des variables IPC(t-1) et IPC(t-2) dans l'équation de DM. Elles ressortent clairement les grandes distorsions qui ont caractérisées la période allant de 1996 jusqu'à 2002 (période correspondant au changement de structure). Les deux paramètres ont connu des variations le long de l'échantillon, mais deviennent relativement stables à partir de 2002 (achèvement du processus de libéralisation des prix et contrôle notable de l'inflation).

¹⁴ Katarina Juselius, 2006. *The Cointegrated VAR Model: Methodology and Applications*, Oxford University Press Inc. New York. page 170

Figure 17 : graphique de l'estimation récursive du paramètre de $D(IPC)(-1)$ de l'équation $D(MM2)$

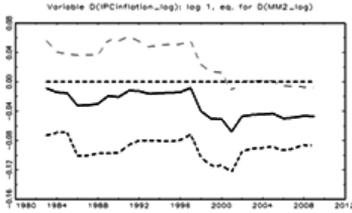
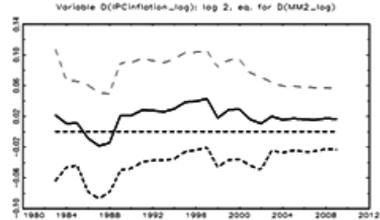


Figure 18 : graphique de l'estimation récursive du paramètre de $D(IPC)(-2)$ de l'équation $D(MM2)$



Les figures 19 et 20 représentent les paramètres des variables $MM(t-1)$ et $MM(t-2)$ qui sont caractérisées par de grandes variations le long de l'échantillon, mais deviennent stables à partir de 1998.

Figure 19 : graphique de l'estimation récursive du paramètre de $D(MM2)(-1)$ de l'équation $D(MM2)$

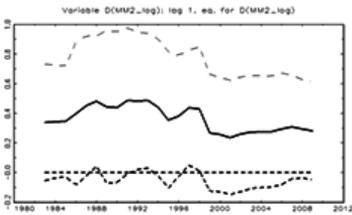
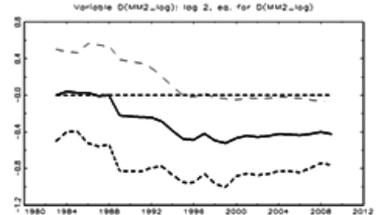


Figure 20 : graphique de l'estimation récursive du paramètre de $D(MM2)(-2)$ de l'équation $D(MM2)$



Les figures 21 et 22, représentatives de l'estimation récursive des paramètres du $GDP(t-1)$ et $GDP(t-2)$, montrent que ces deux paramètres de la variable d'échelle sont affectés d'aléas et enregistrent des variations le long de l'échantillon jusqu'à 1993, puis affichent une certaine stabilité jusqu'à 2006, bien que affectés toujours d'aléas importants. Mais, à partir de 2006 ces paramètres sont affectés de moins d'aléas et donc deviennent plus stables. Le motif transactionnel de la monnaie joue un rôle nettement plus stable à partir de 2006.

Figure 21: graphique de l'estimation récursive du paramètre de $D(GDP)(-1)$ de l'équation $D(MM2)$

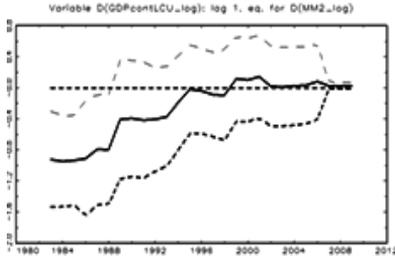
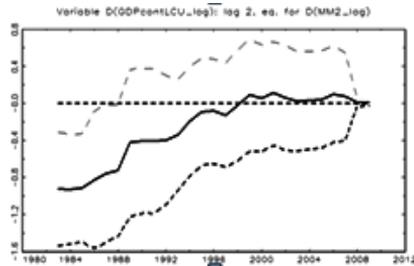


Figure 22: graphique de l'estimation récursive du paramètre de $D(GDP)(-2)$ de l'équation $D(MM2)$



Les figures 23 et 24, montrent des paramètres du taux d'intérêt nettement plus stables que les précédents (MM, IPC et GDP). Ils sont affectés de très peu d'aléas à partir de 1988, avec une stabilité relative (variabilité). Cette stabilité se confirme davantage à partir de l'année 2000 avec une constance des paramètres et le degré réduit et stable des aléas qui les entourent. Cette caractéristique pourrait permettre à la banque d'Algérie d'exploiter cette variable dans la conduite de la politique monétaire et le contrôle de l'offre de monnaie.

Figure 23: graphique de l'estimation récursive du paramètre de $D(Txint)(-1)$ de l'équation $D(MM2)$

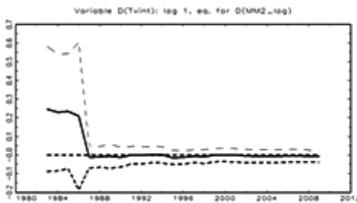
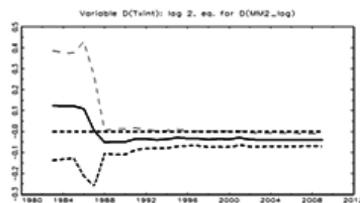


Figure 24: graphique de l'estimation récursive du paramètre de $D(Txint)(-2)$ de l'équation $D(MM2)$

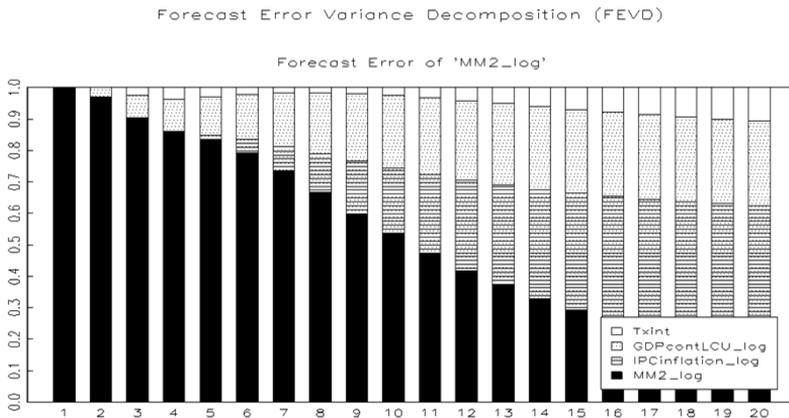


4.5. Décomposition de la variance de MM2

La décomposition de la variance est de nature à nous permettre d'apprécier la contribution de chacune des variables du système dans l'explication de la dynamique de la variable d'intérêt (MM2), figure 25. Un choc nominal exogène, par exemple, d'une unité d'écart-type du terme stochastique de l'équation de la monnaie nous informe sur les variations induites de la demande de monnaie sur 20 périodes. On

remarque que le GDP n'est contributif dans le processus d'explication de cette variation qu'avec un retard (1) et sa contribution va croissante jusqu'à 12^{ième} période, puis devient stable après (elle est de l'ordre de 25%). Le taux d'intérêt ne réagit qu'à partir de la troisième période 3. Sa contribution évolue de façon croissante relativement stable, notamment à partir de la 15^{ième} période (elle est de 10%). L'inflation n'intervient qu'à partir de la 5^{ième} période, mais dont la contribution à l'explication de la variance devient croissante, de plus en plus importante, pour atteindre au terme de la 20^{ième} période plus de 40%. La contribution de la variable MM2 est déterminante pendant les 10 premières périodes, (une contribution de 50%), mais elle décroît après sensiblement pour atteindre au bout de la 20^{ième} période 25%. Les chiffres montrent clairement les grandes lenteurs qui caractérisent les processus d'ajustement réel et nominal dans le cadre de ce modèle, ainsi que le processus de multiplication de la monnaie.

Figure 25: **décomposition de la variance de MM2.**



Source: établi par l'auteur

Interprétation et conclusions

Le modèle, présenté dans ce travail, est basé sur une relation de cointégration des variables MM2, GDP, IPC et Txint; dont le sens économique est bien établi théoriquement. La technique économétrique adoptée suppose une relation d'équilibre à long terme. Le modèle estimé, en tant que système, est suffisamment validé statistiquement. La fonction de demande de monnaie en Algérie (1964-2009)

est particulièrement significative statistiquement, elle est aussi en parfaite cohésion avec les enseignements théoriques et les résultats établis dans des travaux empiriques réalisés dans le monde. Cette recherche permet de mettre en évidence quelques aspects de la fonction de demande de monnaie:

La fonction de demande de monnaie en Algérie, estimée dans le modèle, présente une stabilité paramétrique appréciable. En dépit des grandes mutations qu'à connues l'économie nationale durant la décennie (1998-2008); la fonction de demande de monnaie affiche une amélioration de sa stabilité paramétrique durant la même période.

Les élasticités des principales variables que constituent les arguments de la fonction de demande de monnaie en Algérie, sont globalement des signes conformes aux attentes théoriques.

Les principales variables ont enregistré des changements de structure (*level shifts*) durant la période (1998-2006). Ces évolutions remarquables en matière d'évolution en niveau et en volatilité des différentes variables se sont traduites par quelques non-linéarités.

Les vitesses d'ajustements des différentes variables endogènes aux chocs exogènes sont très lentes. L'ajustement réel de la demande de monnaie est anormalement lent. Ainsi le taux d'intérêt n'exerce d'effet sur cette demande que dans un horizon qui déborde l'horizon de la politique monétaire.

Références bibliographiques

Bennett T. Callum Mc, (1989). «Monetary Economics, Theory and Policy». In *Macmillan Publishing Company*, New York. *Handbook of Monetary Economics*, Volume I, Edited by B. M. Friedman and F. H. Hahn © Elsevier Science Publishers, B. V. 1990.

Helmut L & Markus K, (2004). «*Applied Time Series Econometrics*». Cambridge University Press Inc. New York.

Katarina J, (2006). «*The Cointegrated VAR Model: Methodology and Applications*» Oxford University Press Inc. New York.

Darrat A.F. & Al-Sowaidi S, (2009). «Financial progress and the stability of long run money demand: implications for the conduct of monetary policy in emerging economies». *Review of financial economics* 18(2009) 124-131.

- Enissan Akinlo.A, (2006).** «The stability of money demand in Nigeria: An autoregressive distributed lag approach». *Journal of policy modeling* 28(2006) 445 – 452.
- Samuel R, (2004).** «Financial market participation and the apparent instability of money demand», *Journal of monetary economics* 51 (2004) 1297-1317.
- Stephen M. Goldfeld, D & Sichel, (1990).** «The Demand for Money» *In the Handbook of Monetary Economics*, Volume I, Edited by B. M. Friedman and F. H. Hahn © Elsevier Science Publishers, B. V. 1990.
- Shigeyuki Hamori & Naoko Hamori, (2008).** «Demand for money in the euro area» *In Economic systems* 32(2008) 274-284.
- Chung-Shu W, Jin-Lung, George C.T & David D.Cho, (2005).** «Is money demand in Taiwan stable?» *Economic Modelling* 22(2005) 327-346.
- Baharumshah A.Z, Siti H.M, Mansur A & Masih M, (2009).** «The stability of money demand in China: Evidence from the ARDL model». *Economic Systems* 33(2009) 231-244.
- Helmut L, Pentti S & Carsten T, (2003).** «Comparison of tests for the cointegrating rank of a VAR process with a structural shift». *Journal of Econometrics* 113 (2003) 201 – 229.
- Ralf B, Helmut L & Pentti S, (2006).** «Residual autocorrelation testing for vector error correction models», *Journal of Econometrics* 134 (2006) 579–604.
- Søren J, (2010).** «Some identification problems in the cointegrated vector autoregressive model». *Journal of Econometrics* 158 (2010) 262_273.
- Søren J, (2002).** «A small sample correction for tests of hypotheses on the cointegrating vectors», *Journal of Econometrics* 111 (2002) 195 – 221.
- Søren J & Anders R.S, (2008).** «Exact rational expectations, cointegration, and reduced rank regression», *Journal of Statistical Planning and Inference* 138 (2008) 2738 – 2748.
- Johansen, S & Juselius, K., (1990).** «Maximum likelihood estimation and inference on cointegration with applications to the demand for money». *Oxford Bull. Econ. Statist.* 52, 169–210.
- Judd J.P & Scadding J.L, (1982).** «The search for a stable money demand function: a survey of the post-1973», *literature. J. Econ. Lit.* 20, 993–1023.

Nell K, (1999). «The stability of money demand in South Africa», 1965– 1997. *Document fourni par le Département d'économie, Université de Kent dans la série des études en économie.*

Hendry D & Ericsson N, (1991). «Modeling the demand for narrow money in the United Kingdom and the United States». *Eur. Econ. Rev.* 35, 833– 886.

Hoffman D.L, Rasche, R.H & Tieslau M.A, (1995). «The Stability of long-run demand in five industrial countries». *J. Monetary Econ.* 35, 317– 339.

Markku Lanne & Helmut Lutkepohl, (2002). «Unit root tests for time series with level shifts: a comparison of different proposals», *Economics Letters* 75 (2002) 109–114.

Les rapports d'activité de la banque d'Algérie: 2005, 2006, 2007, 2008, 2009.