

Existence et stabilité de la fonction de demande de monnaie en Algérie : Approche par la cointégration basée sur un modèle ARDL (Autoregressive Distributed lag)

Mr : ABDERRAHMANI FARES

Résumé

Cette étude examine la question d'existence et de stabilité de la fonction de demande de monnaie en Algérie en utilisant la cointégration basée sur un modèle autorégressif à retard échelonnés (ARDL). Les résultats d'estimation confirment l'existence et la stabilité entre la demande de monnaie au sens large (M2) et ses déterminants : le revenu réel, le taux de change, le taux d'inflation et le taux d'intérêt. Nous constatons que le coefficient d'élasticité de revenu réel est positif tandis que l'élasticité de taux d'inflation et le taux de change sont négatifs. Ceci indique que la dépréciation de la monnaie nationale diminue la demande de monnaie (on assiste à une fuite devant la monnaie nationale remplacée par des devises). Nos résultats indiquent également qu'après réalisation des tests de Chow et CUSUM, la fonction de demande monnaie M2 est stable entre les 1990 et 1993

Mots-clés : Demande de monnaie, ARDL, stabilité, Algérie

Summary

This study examines the question of existence and stability of the money demand function in Algeria by using the co integration based on an autoregressive model with distributed lag (ARDL). The results of estimate confirm the existence and stability between the request of currency in the broad sense (m2) and its determinants: real income, the rate of exchange, the rate of inflation and the interest rate. We note that the modulus of elasticity of real income is positive while the elasticity of rate of inflation and the rate of exchange are negative. This indicates that the depreciation of the national currency decreases the request for currency (one attends an escape in front of the national currency replaced by currencies) Our results also state that after incorporation of the tests of Chow and CUSUM, the function of request currency m2 is stable between the 1990 and 1993

Key words: Ask currency, ARDL, stability, Algeria

INTRODUCTION

Le degré de développement que connaissent les économies développées et certaines économies en développement n'aura sans doute été possible sans une profonde mutation de leurs structures monétaires et financières. La monnaie, en exerçant un effet sur les transformations réelles de l'économie, facilite la communication entre les différentes unités de production et de commercialisation. Dès lors, la monnaie constitue l'une des préoccupations fondamentales de politiques économiques. Les autorités monétaires centrales sont, de plus en plus, préoccupées par la régulation de leurs sphères monétaires. La demande de monnaie, objet central de notre travail est à l'origine de nombreux débats dans la littérature économique (Fisher 1911, Keynes 1936, Friedman, Baumol, James Tobin, ...). Au coeur de ces analyses se trouvent le problème de la demande de monnaie ainsi que les facteurs qui déterminent la détention de la monnaie par des agents économiques. Si dans les pays développés dotés de structures financières modernes, les facteurs explicatifs de la demande de monnaie peuvent être cernés avec pertinence, le problème reste « entier » dans les pays en développement eut égard à un système financier embryonnaire doublé de politiques monétaires « inappropriées » pour propulser le développement économique. A cet effet, afin de mieux apprécier la contribution et l'intégration de la monnaie dans ce type d'économie, et surtout de trouver les moyens d'étendre son usage aux divers secteurs de l'économie nationale, la présente étude se propose d'analyser la demande de monnaie dans un pays en développement qu'est L'Algérie. La question soulevée par l'étude est de cerner les déterminants de la demande de monnaie en Algérie pour la période 1970-2010.

En théorie économique¹, nous pouvons répertorier trois grandes tendances dans l'analyse et l'étude de la fonction de demande de monnaie. Pour les classiques et économistes de tradition classique en général, la fonction de demande n'est pas une préoccupation majeure. Une position qui se déduit aisément du statut qu'occupe la monnaie dans leurs constructions théoriques, neutralité parfaite et un rôle de commodité comme intermédiaire dans l'échange. Ils partent traditionnellement de l'équation des échanges pour dériver une fonction de demande de monnaie, avec comme corollaire de son existence la vérification ex-post de l'équation des échanges. La forme de fonction de demande de monnaie était explicitée d'abord par les adeptes de l'école de Cambridge. Ceci étant, la question de l'existence de cette fonction et de sa stabilité n'a pas vraiment été une préoccupation pour les classiques.

Keynes et les économistes, de tradition keynésienne, apportent une innovation originale pour ce qui est de la demande de la monnaie par la prise en compte de nouveaux motifs dans la demande de monnaie, par exemple l'introduction du taux d'intérêt via la demande de liquidité pour spéculation. La fonction de demande de monnaie reçoit plus d'intérêt de la part des économistes, tant au niveau macro qu'au niveau des fondements microéconomiques d'une telle fonction. L'argument du taux d'intérêt, dans l'otique keynésienne, est intégré dans la fonction de la demande de monnaie, selon la tradition de Keynes, par le mécanisme de substitution entre monnaie (actifs liquides) et actifs financiers où le taux d'intérêt est perçu comme le coût d'opportunité/ prix de la liquidité. Comme il est d'usage de l'intégrer dans la fonction microéconomique de demande, modèle des stocks de Baumol ou modèle de portefeuille de James Tobin.

Les monétaristes, avec M. Friedman à leur tête, sont peut être les plus intéressés à l'étude de la fonction de la demande de monnaie. Les monétaristes sont motivés par l'hypothèse

¹ Hamid Kherbachi, Achouche Mohamed et F Abderrahmani : Estimation d'une fonction de demande de monnaie en Algérie les cahiers du CREAD N°75/2006 page 44-45

fondamentale selon laquelle ils croyaient en l'existence d'une fonction de demande monnaie et en son caractère stable en plus. Les monétaristes sont mues par leur grand souci pour le contrôle de l'offre de la monnaie. La connaissance de la demande leur permettrait de prémunir l'économie contre les distorsions coûteuses que provoqueraient éventuellement des chocs monétaires dans le court terme. Car, à long terme, l'économie réelle est fondamentalement stable selon leur vision. Les monétaristes, dans l'approche de la fonction de demande de monnaie, privilégient nettement les approches positives « empiriques » qui apportent des réponses réelles aux problèmes.

Avec les monétaristes, la liste des arguments intégrés dans la fonction de demande de la monnaie sont plus diversifiés (revenu, richesse, inflation, une très grande variété de taux d'intérêt...)

La modélisation économétrique de la fonction de demande de monnaie a fait l'objet de nombreux travaux à la fois théoriques et empiriques, la plupart de ces études sont des variantes déduites de la courbe LM^2 . On y régresse, par exemple, les encaisses réelles (Md/p) sur l'output réel (Y_i) ou une autre mesure du volume des transactions dans l'économie, plus une variable comme le taux d'intérêt à court terme qui capte le coût d'opportunité de détention de la monnaie. Mais, de telles approches sont implicitement ou explicitement assises sur un double postulat de l'existence et de la stabilité d'une telle fonction

La modélisation en Algérie présente des difficultés spécifiques qui s'ajoutent aux problèmes économétriques habituels : les données sont de mauvaises qualité et portent souvent sur des périodes trop courtes, les comportements sont différents de ceux des modèles occidentaux, les séries statistiques comportent fréquemment des ruptures.

1- L'ANALYSE EMPIRIQUE

Les formulations théoriques avancées pour expliquer la demande de monnaie ne sont pas toujours soutenues par l'analyse empirique. Des problèmes se posent non seulement au sujet de la définition et de la nature des variables retenues dans les modèles, mais aussi au niveau de certaines exigences économétriques. Mais le plus grand problème empirique souvent rencontré est celui de l'identification dû à l'inexistence de données sur la variable dépendante.

Même s'il est possible d'accepter la plupart des argumentations théoriques évoquées, le problème de la spécification analytique d'une formulation testable de la fonction de demande de monnaie qui fournisse le résultat de stabilité attendu reste posé. La preuve en est fournie par les nombreuses approches proposées par les économistes depuis une vingtaine d'années et dont certaines ont donné des résultats d'une remarquable robustesse. Sans qu'il soit question ici de recenser dans le détail ces travaux (voir Laidler, 1969; Boorman, 1972; Goldfeld, 1973; Johnson et al. 1976), nous évoquerons néanmoins quelques uns des problèmes de spécification qu'on rencontre le plus souvent. Il faut noter que les principaux problèmes sont relatifs aux choix des variables théoriques, aussi bien la variable expliquée que les variables explicatives, puisque ces choix déterminent la forme d'une fonction en préjugant des résultats attendus.

De cette revue de la littérature, il peut conclure que la fonction de demande de monnaie dépend de la structure économique du pays. De même, il existe au moins trois types

² Note sur la monnaie dans les modèles macroéconomiques : Document de travail de l'université de Montréal. Automne 2001

de formulations de la fonction de la demande de monnaie; selon que la variable d'échelle est le revenu courant, revenu permanent ou le patrimoine; soit l'inclusion du taux d'intérêt et du taux d'inflation ensemble ou non; et, enfin, soit la prise en compte du taux de change à côté des autres variables explicatives. Parmi les différentes approches de formulation de la fonction de demande de monnaie, laquelle serait-elle pertinente pour le cas de l'Algérie? Cette question est l'objet principal de la deuxième partie du présent travail.

2- Les approches empiriques de la demande de monnaie en Algérie

Les études sur la demande de monnaie en Algérie ne sont pas très nombreuses. On peut, titre d'exemple, citer une étude publiée, sur la demande de monnaie intitulée « Estimation d'un fonction demande de monnaie en Algérie »³ publiée en 2006 dans la revue scientifique du CREAD, et de la thèse d'Etat de Omar Belkheir (2004) intitulé « fonction de demande de monnaie pour l'Algérie » Dans la première étude, la demande de monnaie (mesurée par M2) est estimée sur la base de données annuelles et une seule relation de cointégration (Kherbachi et Abderrahmani 2004)⁴ est établie entre l'agrégat monétaire M2 avec le PIB, le taux d'intérêt et le taux d'inflation. Dans la deuxième les résultats obtenus indiquent que tous les coefficients, d'un point de vue statistique et économétrique, sont significatifs et ont leurs signes tels que les postule la théorie de la demande de monnaie. Dans cette étude, il faut signaler que les résultats obtenus s'appuient sur une approche qui ne met pas en avant le problème de stationnarité des séries. Les recherches récentes sur les séries temporelles montrent que si la non stationnarité préserve la convergence des estimateurs, elle peut cependant conduire à des erreurs de spécification. Bien que ces études soient d'un intérêt certains, en vertu des éclaircissements qu'elles aient par rapport aux questions relatives à la demande de monnaie, elles demeurent cependant incomplète. Elles méritent, à notre sens, un approfondissement en instrumentant de plus en plus d'outils d'analyse.

³ Hamid Kherbachi, Achouche Mohamed et F Abderrahmani op cité page 43- 67

⁴ Fares Abderrahmani : Essai d'application de la théorie de la cointégration et modèle à correction d'erreurs (ECM) à la détermination de la fonction de demande de monnaie ; cas de l'Algérie » Mémoire de Magister en sciences de gestion option techniques d'aide à la décision. Université de Bejaia Octobre 2004 sous la direction du Pr Hamid Kherbachi

II- DONNEES ET METHODOLOGIE

Pour examiner l'existence et la stabilité de la fonction de demande de monnaie en Algérie, l'étude recourt à l'approche de cointégration basée sur les modèles autorégressif à retard échelonné (ARDL : Auto Regressive Distributed Lag) développée par Pesaran et Shin (1995, 1999), Pesaran et al. (1996), et Pesaran (1997). En effet, les approches de cointégration traditionnelles (Engle et Granger (1987), Johansen (1988)) pour déterminer l'existence d'une relation de long terme entre des variables présentent de sérieuses limites : nécessité de disposer de séries intégrées du même ordre I(0) ou I(1) et manquant de puissance face à des échantillons de petite taille.

L'approche de cointégration proposée par Pesaran, Shin et Smith est basée sur le modèle ARDL, permet de pallier ces limites. Cette approche permet de tester des relations de long terme entre des variables I(0) et I(1) et fournit des estimations robustes pour les relations de long terme et de court terme pour des échantillons de petite taille en l'occurrence moins de 80 observations (Narayan, 2005). Un autre intérêt est que le modèle ARDL distingue la variable endogène des variables explicatives. La seule exigence est que la variable expliquée doit être I(1) et les explicatives I(0) ou I(1). Par ailleurs, cette approche a été utilisée dans plusieurs études empiriques (Esso (2009), Narayan et Peng (2007)). Le modèle ARDL peut prendre un nombre élevé de retards pour capter le processus de génération du modèle (Hall et Wickens, 1993 ; Pesaran et al. 2000). Aussi, un modèle à correction d'erreur (ECM) dynamique peut être obtenu à partir du modèle ARDL à travers une simple transformation linéaire qui permet de faire de l'inférence sur les estimations de long terme selon Banerjee et al. (1993). Par ailleurs, le modèle ARDL ne requiert pas de tests de stationnarité préalables. Toutefois, il est essentiel de s'assurer qu'aucune des variables n'est intégrée d'un ordre élevé I(2) par exemple. C'est ainsi qu'il est postulé la spécification ARDL suivante :

$$\Delta(\log(M)_t) = c_0 + c_1 \log(M)_{t-1} + c_2 \log(PIB)_{t-1} + c_3 \log(TCH)_{t-1} + c_4 \log(TINT)_{t-1} + c_5 (INF)_{t-1} + c_6 * trend + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta \log(M)_{t-i} + \sum_{i=0}^{p-1} \gamma_i^1 \Delta \log(PIB)_{t-i} + \sum_{i=0}^{p-1} \gamma_i^2 \Delta \log(TCH)_{t-i} + \sum_{i=0}^{p-1} \gamma_i^3 \Delta \log(TINT)_{t-i} + \sum_{i=0}^{p-1} \gamma_i^4 \Delta (INF)_{t-i} + \varepsilon_t \dots (1)$$

Avec

- M : la masse monétaire réelle au sens de M2
- ε_t est un processus stationnaire de moyenne nulle.
- PIB : produit intérieur brut
- INF : le taux d'inflation
- TCH : le taux de change
- TINT : le taux d'intérêt
- p : est le retard optimal du modèle déterminé par minimisation des critères d'Akaike (AIC) et de Schwarz Bayes (SBC).
- Δ : opérateur de différence.

où les $c_i (i = 0, 1, 2, 3, 4, 5, 6)$ représentent les coefficients de la relation de long terme entre les variables et les β_i, γ_i sont les coefficients de la dynamique de court terme. L'estimation de la relation (1) requiert le choix d'un nombre optimal de retard, soit p^* . Le retard optimal est choisi à partir des critères d'information bayésienne de Schwarz (SBC) et d'Akaike (AIC) en estimant de manière séquentielle le modèle (1) pour des ordres allant de $p = 0$ à $p = 4$.

Le modèle ARDL se compose de deux parties : la première partie, combinaison linéaire des variables en niveau décalées, montre la dynamique de long terme ; la seconde, combinaison linéaire de variables différenciées retardées, représente la dynamique de court terme.

La stratégie du test de cointégration selon l'approche de Pesaran et al (2001) comprend deux étapes :

- a) détermination du retard optimal à l'aide des critères d'information Akaike Information Criterion (AIC) et le Schwarz Bayesian Criterion (SBC). Le SBC permet de sélectionner le retard le plus petit possible alors que l'AIC permet de choisir le retard le plus élevé possible. Par ailleurs, chaque variable explicative entrant dans le modèle ARDL doit avoir un retard maximal inférieur à p.
- b) examen de toutes les combinaisons possibles pour les retards de chaque variable afin de déterminer le modèle ARDL optimal pour ensuite tester la cointégration.

En fait, le modèle ARDL effectue $(p+1)^k$ régressions pour obtenir le retard optimal pour chaque variable avec p : le retard maximal, k : le nombre de variables dans l'équation.

Le test de cointégration selon l'approche de Pesaran et al (2001) dans les modèles ARDL consiste à tester la nullité conjointe des coefficients des variables en niveau et retardées du modèle. En fait, l'hypothèse nulle du test de cointégration (Wald test) s'écrit :

$$H_0 = c_1 = c_2 = c_3 = c_4 = c_5 = 0 \dots \dots \dots (2) \text{ Pas de cointégration}$$

Si l'hypothèse nulle est rejetée, alors il y'a une relation de long terme entre les variables, sinon il n'y a aucune relation de long terme entre les variables. La statistique du test **F-stat** ou statistique de Wald suit une distribution non standard qui dépend du caractère non stationnaire des variables régresseurs, du nombre de variables dans le modèle ARDL, de la présence ou non d'une constante et d'une tendance ainsi que de la taille de l'échantillon. Deux valeurs critiques sont générées avec plusieurs cas et différents seuils : la première correspondant au cas où toutes les variables du modèle sont I(1) : CV-I(1) qui représente la borne supérieure ; la seconde correspond au cas où toutes les variables du modèles sont I(0) : CVI(0) qui est la borne inférieure. (D'où le nom de « *bound testing approach cointegration* » ou « *approche de test de cointégration par les bornes* »).

Alors la règle de décision pour le test de cointégration est la suivante :

- Si **F-stat** > **CV-I(1)**, alors l'hypothèse nulle est rejetée et donc il y'a cointégration.
- Si par contre **F-stat** < **CV-I(0)**, alors l'hypothèse nulle de non cointégration est acceptée.
- Si la F-stat est comprise entre les deux (2) valeurs critiques, rien ne peut être conclu.

Dans le cas où il existe une relation de long terme entre les variables (cointégration), le modèle de long terme s'écrit :

$$\log(M)_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^P \beta_i \log(M)_{t-i} + \sum_{i=0}^P \psi_i \log(PIB)_{t-i} + \sum_{i=0}^P \delta_i \log(TCH)_{t-i} + \sum_{i=0}^P \log((TINT)_{t-i}) + \sum_{i=0}^P (INF)_{t-i} + \varepsilon_t \dots \dots \dots (3)$$

Par ailleurs, signalons que les coefficients de long terme peuvent être calculés en utilisant la méthode préconisée par Barden (1989), citée par Esso (2009). En fait, le coefficient de long terme pour une variable explicative est obtenu en affectant un signe négatif au rapport du coefficient de cette variable explicative retardée d'une période par celui de la variable dépendante retardée aussi d'une période dans le modèle ARDL. Les relations de long terme s'écrivent comme suit par cette méthode :

$$\log(EC)_t = v_0 + v_1 \log(M)_{t-1} + v_2 \log(PIB)_{t-1} + v_3 \log(TCH)_{t-1} + v_4 \log(TINT)_{t-1} + v_5 (INF)_{t-1} + \varepsilon_t \dots\dots\dots(4)$$

$$v_0 = -\frac{c_0}{c_1}, v_i = \frac{c_i}{c_1} \quad i = 1, 2, 3, 4, 5, 6$$

Une fois que la relation de long terme est mise en évidence et validée, il est possible alors d'estimer le modèle à correction d'erreur (ECM), qui indique la vitesse d'ajustement vers l'équilibre de long terme, après une perturbation de court terme. L'équation du modèle à correction d'erreur est la suivante :

$$\Delta \log(M)_t = \gamma_1 + \alpha_1 (ECM)_{t-1} + \sum_{i=1}^p \theta_i \Delta \log(M)_{t-i} + \sum_{i=0}^p \omega_i \Delta \log(PIB)_{t-i} + \sum_{i=0}^p \lambda_i \Delta \log(TCH)_{t-i} + \sum_{i=0}^p \pi_i \Delta \log(TINT)_{t-i} + \sum_{i=0}^p \varphi_i \Delta (INF)_{t-i} + \varepsilon_t \dots(5)$$

II-1 Test de la racine unitaire

Bien que les tests de racine unitaire ne soient pas une exigence du test de cointégration de Pesaran et Al (2001), il convient de vérifier que les séries sont intégrées d'ordre au plus égal à un. En outre, les tests de racine unitaire permettront de déterminer le nombre de retards à ajouter aux modèles vectoriels pour le test de causalité. Les résultats du test de présence de la racine unitaire de Dickey et Fuller augmenté mené sur les trois variables, la consommation d'électricité, le produit intérieur brut par habitant et le prix réel de l'électricité, sont résumés dans le tableau N°1. Pour ces trois variables, ce test est réalisé à partir d'un modèle avec constante et tendance linéaire. En effet, les résultats du test montrent que la plupart des séries étudiées, sont intégrées d'ordre 1.

Tableau N°1 : résultats du test de DFA

	Modèle [3]			Modèle [2]		Modèle [1]	Ordre I
	constant	trend	ADF test	constant	ADF test	ADF test	
Log(M2R)	1.72	0.6	-0.74	5.09	-1.81	1.5	I(1)
Log(PIBR)	3.40	1.81	-1.90	3.6	1	/	I(1)
Log(TCH)	1.92	2.22	-2.59	1.64	1.36	0.21	I(2)
(Log(TINT)	0.13	0.46	-1	1.48	-1.46	-4.46	I(1)
(INF)	1.47	0.72	-1.95	1.44	-1.91	-1.24	I(1)
D(Log(M2R))	/	/	/				I(0)
D(Log(PIBR))	/	/	/				I(0)
D(log(TCH)	/	/	/				I(1)
D(log(TINT)	/	/	/				I(0)
D(INF)	/	/	/				I(0)

Calculée par nos même à partir des résultats d'estimation

Etant données que les résultats de racine d'unité sont en faveur d'un test de cointégration, nous avons utilisé la méthode ARDL en sélectionnant la structure du retard optimal à inclure dans l'estimation du modèle ARDL à l'aide du critère d'information d'Akaike⁵ (**Tableau N°2**). Les statistiques d'Akaike suggèrent un ARDL (4, 4, 4, 4,4). En plus, un certain nombre de tests de diagnostic ont été conduits sur le modèle ARDL pour s'assurer que le modèle choisi est correct et valide.

Le test de Jarque-Bera de normalité ne peut pas rejeter l'hypothèse nulle de la normalité, indiquant que les résidus estimés sont normalement distribués. Par conséquent, les conventionnelles tests telles que la statistique t de Student et la statistique F sont valides. De même, le test du multiplicateur de Lagrange (LM) de Breusch-Godfrey et le test LM d'hétéroscédasticité conditionnelle autorégressive [Autoregressive Conditional Heteroskedasticity (ARCH)] montre que le modèle ARDL estimé ne présente pas de problèmes d'autocorrélation et d'hétéroscédasticité d'ordre un ou deux. En outre, le test de Ramsey indique que le modèle ARDL choisi ne comporte pas de problème d'erreur de spécification.

⁵ Cependant, si le modèle établi avec le retard optimal comporte une autocorrélation, on ajoute un autre retard sur les variables en différence premières qui donne la plus petite valeur de Schwarz. Si le problème d'autocorrélation persiste toujours, le processus continue jusqu'à ce que ce problème d'autocorrélation soit résolu. Étant donné que les données examinées sont annuelles dans cette étude, une période de quatre est retenue comme retard maximum

Tableau N°2

VAR Lag Order Selection Criteria						
Endogenous variables: D(LOG(M2R))						
Exogenous variables: C D(LOG(PIBR)) D(INF) D(LOG(TCH)) D(LOG(TINT))						
Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	34.06084	NA	0.011672	-1.614491	-1.394558	-1.537728
1	37.95627	6.492386*	0.009951	-1.775348	-1.511428	-1.683233
2	39.77501	2.930200	0.009526*	-1.820834	-1.512928	-1.713367
3	40.75479	1.524101	0.009561	-1.819711	-1.467818	-1.696891
4	40.93207	0.265910	0.010041	-1.974004*	-1.778124*	-1.935831*
* indicates lag order selected by the criterion LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level) FPE: Final prediction error AIC: Akaike information criterion SC: Schwarz information criterion HQ: Hannan-Quinn information criterion						

Le nombre de retard optimal p est estimé à partir des résultats fournis par les critères FPE: Final prediction error, AIC: Akaike information criterion, SC: Schwarz information criterion, et HQ: Hannan-Quinn information criterion. L'estimation du modèle ARDL optimal au vu des critères est l'ARDL (4, 4, 4, 4, 4). (Retard optimal : $p=4$, retard maximal recommandé par Pesaran et al (1999) pour des données annuelles). La statistique du test de cointégration est **F-stat = 770.1104** et les valeurs critiques simulées par Narayan et al. (2005) pour $k=5$, $n=30$ et modèle avec trend et constante sont : **CV-I(0)=5,35** et **CV-I(1)=7,24** On a bien : **F-stat > CV-I(1)**. L'hypothèse nulle du test est alors rejetée.

Tableau 3 : Résultats du test de cointégration de Pesaran et al (2001)

Wald Test:			
Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	169.1771	(5, 33)	0.0000
Chi-square	845.8856	5	0.0000
Null Hypothesis: C(1)=C(2)=C(3)=C(4)=C(5)=0			
Null Hypothesis Summary:			
Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.	
C(1)	-0.716688	0.209602	
C(2)	0.589036	0.095924	
C(3)	0.315782	0.083040	
C(4)	-0.038432	0.045895	
C(5)	0.112025	0.046546	

Restrictions are linear in coefficients.

Tableau N°4

Modèle	Retard P	F-stat	Chi-deux	CV-I(0)	CV-I(1)	H ₀ : Pas de cointégration
ARDL	4	169.1771	845.88	5.35	7.27	Rejetée

Les résultats présentés dans le tableau 5 prouvent que selon des valeurs critiques développées par Narayan P (2005) il existe une relation de long terme entre la masse monétaire et les variables sélectionnées car la statistique F du test de Wald est supérieure à la deuxième valeur critique à 5%. Nous pourrions également vérifier cela dans le modèle ARDL à correction d'erreurs à l'aide du coefficient du terme d'erreur ECM_{t-1} . Si le coefficient a le signe négatif et qu'il est statistiquement significatif alors nous pourrions dire que la relation de long terme existe entre les variables.

L'estimation du modèle ARDL (4,4, 4, 4,4) est contenue dans le tableau ci-après

Tableau N°5

Dependent Variable: LOG(M2R)				
Included observations: 36 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-1.586885	0.341811	-4.642580	0.0012
LOG(M2R(-1))	0.418206	0.135140	3.094605	0.0128
LOG(PIBR(-1))	1.147889	0.180582	6.356609	0.0001
LOG(TCH(-1))	-0.355549	0.053659	-6.626100	0.0001
LOG(TINT(-1))	0.731323	0.097910	7.469311	0.0000
INF(-1)	-0.004286	0.004195	-1.021711	0.3336
D(LOG(M2R(-1)))	-0.397107	0.111549	-3.559942	0.0061
@TREND(1970)	-0.169927	0.033057	-5.140424	0.0006
D(LOG(PIBR(-1)))	-1.033074	0.154290	-6.695665	0.0001
D(LOG(TCH(-1)))	0.252178	0.054857	4.597001	0.0013
D(LOG(TINT(-1)))	-0.880214	0.102858	-8.557556	0.0000
D(INF(-1))	0.019710	0.004855	4.059368	0.0028
D(LOG(M2R(-2)))	-0.073985	0.089848	-0.823447	0.4315
D(LOG(PIBR(-2)))	-0.579426	0.145252	-3.989108	0.0032
D(LOG(TCH(-2)))	-0.343110	0.097781	-3.508973	0.0066
D(LOG(TINT(-2)))	-0.444974	0.073956	-6.016699	0.0002
D(INF(-2))	0.022446	0.004849	4.629061	0.0012
D(LOG(M2R(-3)))	0.042011	0.089716	0.468260	0.6507
D(LOG(PIBR(-3)))	-0.131190	0.069354	-1.891605	0.0911
D(LOG(TCH(-3)))	-0.555838	0.102308	-5.432991	0.0004
D(LOG(TINT(-3)))	0.060806	0.067484	0.901048	0.3910
D(INF(-3))	0.022127	0.003861	5.731165	0.0003
D(LOG(M2R(-4)))	-0.621755	0.109256	-5.690826	0.0003
D(LOG(PIBR(-4)))	-0.220748	0.084000	-2.627959	0.0275
D(LOG(TCH(-4)))	-0.239088	0.074382	-3.214317	0.0106
D(LOG(TINT(-4)))	-0.035967	0.057082	-0.630095	0.5443
D(INF(-4))	0.021666	0.002504	8.653862	0.0000
R-squared	0.999980	Mean dependent var S.D. dependent var Akaike info criterion Schwarz criterion Hannan-Quinn criter. Durbin-Watson stat		5.195773
Adjusted R-squared	0.999924			2.766527
S.E. of regression	0.024125			-4.497415
Sum squared resid	0.005238			-3.309776
Log likelihood	107.9535			-4.082897
F-statistic	17701.69			2.035753
Prob(F-statistic)	0.000000			

L'estimation du modèle ARDL comportant l'ensemble des variables explicatives a permis de mettre en évidence la non significativité de certaines d'entre elles. C'est ainsi qu'il a été procédé à une ré-estimation excluant toutes les variables explicatives non significatives. Les résultats sont présentés dans le tableau ci-dessous :

II-2 : Estimations du modèle ARDL optimal

Tableau N° 6

Dependent Variable: LOG(M2R) Included observations: 36 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-1.235943	0.234416	-5.272430	0.0001
LOG(M2R(-1))	0.518287	0.098953	5.237730	0.0001
LOG(PIBR(-1))	0.928297	0.127241	7.295596	0.0000
LOG(TCH(-1))	-0.294976	0.037103	-7.950185	0.0000
LOG(TINT(-1))	0.657459	0.076209	8.627036	0.0000
D(LOG(M2R(-1)))	-0.385094	0.095362	-4.038216	0.0012
D(LOG(PIBR(-1)))	-0.907499	0.121603	-7.462816	0.0000
D(LOG(TCH(-1)))	0.270054	0.051092	5.285636	0.0001
D(LOG(TINT(-1)))	-0.863738	0.096089	-8.988966	0.0000
D(INF(-1))	0.014296	0.002167	6.598292	0.0000
D(LOG(PIBR(-2)))	-0.436412	0.105708	-4.128474	0.0010
D(LOG(TCH(-2)))	-0.385319	0.073200	-5.263928	0.0001
D(LOG(TINT(-2)))	-0.447321	0.057172	-7.824161	0.0000
D(INF(-2))	0.017146	0.002379	7.207563	0.0000
D(LOG(PIBR(-3)))	-0.134544	0.055288	-2.433526	0.0289
D(LOG(TCH(-3)))	-0.550652	0.081222	-6.779555	0.0000
D(INF(-3))	0.019880	0.002724	7.297325	0.0000
D(LOG(M2R(-4)))	-0.603966	0.068809	-8.777469	0.0000
D(LOG(PIBR(-4)))	-0.200962	0.055522	-3.619472	0.0028
D(LOG(TCH(-4)))	-0.288170	0.065783	-4.380605	0.0006
D(INF(-4))	0.020003	0.002097	9.539346	0.0000
@TREND(1970)	-0.136712	0.019368	-7.058721	0.0000
R-squared	0.999970	Mean dependent var S.D. dependent var Akaike info criterion Schwarz criterion Hannan-Quinn criter. Durbin-Watson stat		5.195773
Adjusted R-squared	0.999926			2.766527
S.E. of regression	0.023818			-4.359009
Sum squared resid	0.007942			-3.391303
Log likelihood	100.4622			-4.021253
F-statistic	22485.55			2.021924
Prob(F-statistic)	0.000000			

Calcul des auteurs

Le R-carré de 0,99 montre que 99% des variations de la masse monétaire réelle en Algérie sont expliquées es par les fluctuations des variables sélectionnées.

II- 2- 1 : Estimation de la relation de long terme

Tableau N°7

Les variables	LOG(M2R)	LOG(PIBR)	LOG(TCH)	LOG(TINT)	INF	@TREND(70)	C
coefficients	1.000000	-1.798369	0.446174	-0.655041	0.019098	0.237850	3.913771
Ecart type		(0.06261)	(0.02295)	(0.04412)	(0.00214)	(0.01713)	
T statistique		[-28.7256]	[19.4415]	[-14.8460]	[8.90853]	[13.8810]	

Source : Calculs des auteurs

Sous la forme fonctionnelle, la relation estimée s'écrit :

$$\text{Log}(M2R) = -3.91 + 1.79\text{log}(PIBR) - 0.44\text{log}(TCH) + 0.65\text{log}(TINT) - 0.01\text{INF} + 0.23\text{TREND}$$

L'interprétation de ces résultats se base sur l'analyse des signes des coefficients de l'équation d'encaisse réelle. Dans se sens, le tableau précédent montre que les signes sont conformes a nos attentes. En effet l'encaisse réelle est positivement influencé par le volume réel des transactions économiques, l'élasticité de la demande de monnaie par rapport au volume de ces transactions est supérieure à l'unité, donc il n'y a pas des économies d'échelle dans la demande de monnaie en Algérie. Pour ce qui est de l'inflation et le taux de change, les

résultats montrent un impact négatif sur la demande de monnaie. Donc, on assiste à une fuite devant la monnaie nationale remplacée par des devises. On note que le résultat du taux d'intérêt est mitigé par le fait qu'elle a un signe positif (non conforme aux attentes théoriques) qui peut être interprété par une faible contribution comme instrument du mécanisme de transmission de la politique monétaire. Les résultats confirment que nous sommes devant une fonction de demande de monnaie de transaction et la théorie quantitative est confirmée. Alors, les autorités monétaires et la banque de l'Algérie doivent prendre en considération la masse monétaire comme objectif intermédiaire de la conduite de la politique monétaire en Algérie.

Le résidu du modèle de long terme est par ailleurs stationnaire : $t\text{-stat} < CV$

Tableau 8 : test de racine unitaire sur les résidus du modèle de long terme

Null Hypothesis: REZ has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-7.403337	0.0000
Test critical values: 1% level	-3.610453	
5% level	-2.938987	
10% level	-2.607932	

Source : Calculs des auteurs

Les différents tests effectués sur la relation de long terme montre que le modèle estimé ne comporte pas de problème d'autocorrélation et d'hétéroscédasticité conditionnelle. Il n'existe pas non d'erreur de spécification. Les coefficients de long terme sont présentés dans le tableau N° suggèrent que le produit intérieur brut réel influence positivement la masse monétaire réelle. Le taux d'intérêt influence positivement la masse monétaire à long terme. Même si le taux de change présente un coefficient négatif, son influence n'est pas significative.

Modèle de court terme

En procédant de manière analogue à l'estimation de la relation de long terme, les résultats de la relation de court terme sont résumés dans le tableau ci-dessous:

Tableau 9

Variables dépendante : D (log(M2R))						
Les variables explicatives						
	D (Log(M2R))	D (log(PIBR))	D (log(TCH))	D (log(TINT))	D(INF)	ECM
Retardé 1	-0.12	-0.81*	0.24*	-0.37*	0.02*	-0.64 (0.14) [4.54]
Retardé 2	-0.06	-0.53*	0.02	-0.15	0.02*	
Retardé 3	0.08	-0.10	-0.13	0.16*	0.01*	
Retardé 4	0.44*	-0.17	0.11	-0.009	0.01*	

- Indique que les coefficients sont statistiquement significatifs au seuil de 5%

Les résultats du modèle de court terme présentés montrent que le coefficient de correction d'erreur ECM est négatif et significatif à 1%. Le coefficient de -0,64 indique une vitesse très élevée de convergence vers l'équilibre de long terme. Cela traduit que les déviations à court terme de l'équilibre de la masse monétaire se corrigent à 64% par an.

Le modèle de court terme donne quasiment des résultats similaires à celui de long terme. En effet,

- Les résultats indiquent que la masse monétaire antérieure, dont le coefficient est de signe positif et significatif, est un déterminant important de la masse monétaire réelle courante. Cette variable permet de cerner l'inertie dans la dynamique de la masse

monétaire. Elle indique la persistance de la masse monétaire antérieure dans la masse monétaire présente. Ainsi, le coefficient de persistance 0.44 soit alors 44% de la masse monétaire antérieure qui se reflète sur le niveau courant masse monétaire.

- Par ailleurs, l'élasticité du revenu par rapport à la masse monétaire, a un impact négatif et significatif sur le volume de la masse monétaire. Un accroissement du PIB à court terme de un pourcent démunie la masse monétaire de le de 0,81%.
-
- coefficient du taux d'inflation est de signe positif et statistiquement significatif l'effet de long terme est plus important que celui du long terme.
- Le coefficient du taux de change à un effet positif sur le volume de la masse monétaire réelle

Par la suite, une série de tests économétriques est effectuée sur le résidu afin de valider le modèle. Il s'agit des tests de normalité (Jarque-Bera), d'absence de corrélation sérielle d'ordre 12 (LM-test de Breusch-Godfrey), d'homocédasticité de White (White-test) et enfin de stabilité des coefficients (CUSUM test).

Tableau 10

Test de normalité de Jarque-Bera	
F-stat_JB=0.46	P-value=0,79
Test de corrélation sérielle LM test p=12	
F-stat_LM=0,45	P-value=0,90
Homocédasticité: White test	
F-stat_W =0.40	P-value=0,84

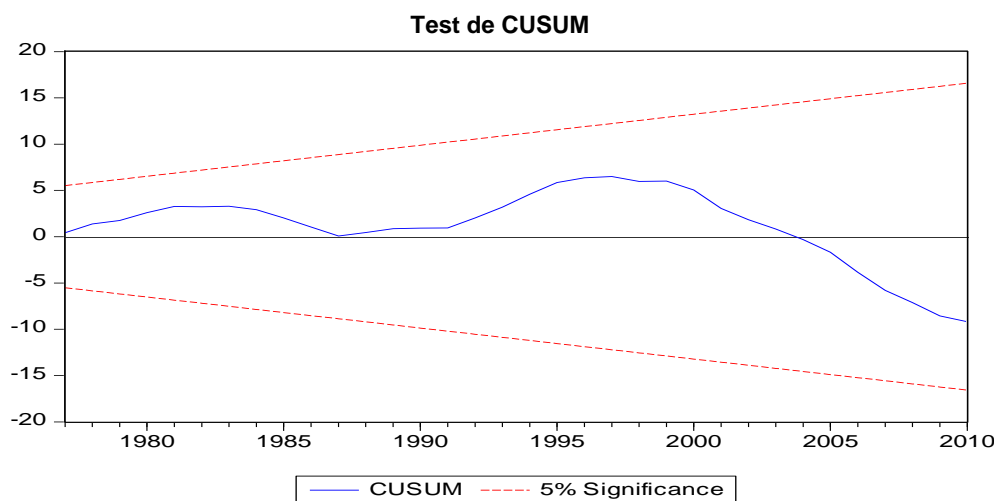
Test de stabilité de la fonction de demande de monnaie

Ces résultats non pas de fiabilité sans la stabilité de la fonction de la demande de monnaie. Ce qui nous pousse à utiliser le test de stabilité de Chow. On note que ce test est sensible au choix des points de changement structurel. Dans notre étude, vu le contexte Algérien, on a opté pour deux points de changement structurel. Un premier point à l'année 1990, et un deuxième point à l'année 1993. Le premier point caractérise la période de transition vers l'économie de marché et l'apparition de loi de la monnaie et du crédit. Le deuxième point concerne le programme d'ajustement structurel imposé par le FMI. Les résultats de ce test sont présentés dans le tableau 5.3 et le tableau 5.4.

Tableau 11

Chow Breakpoint Test: 1990 Null Hypothesis: No breaks at specified breakpoints Varying regressors: All equation variables Equation Sample: 1971 2010			
F-statistic	1.484242	Prob. F(5,30)	0.2243
Log likelihood ratio	8.841610	Prob. Chi-Square(5)	0.1156
Wald Statistic	7.421209	Prob. Chi-Square(5)	0.1912
Chow Breakpoint Test: 1993 Null Hypothesis: No breaks at specified breakpoints Varying regressors: All equation variables Equation Sample: 1971 2010			
F-statistic	2.065659	Prob. F(5,30)	0.0977
Log likelihood ratio	11.83424	Prob. Chi-Square(5)	0.0371
Wald Statistic	10.32829	Prob. Chi-Square(5)	0.0664

D'après les résultats obtenus, la fonction de demande de monnaie ne peut être que stable. Ce qui réconforte les résultats de l'estimation de la fonction d'encaisse réelle.



Le test CUSUM permet de détecter les instabilités structurelles. La courbe ne coupe pas le corridor donc le modèle est structurellement stable

Conclusion

Les travaux empiriques sur la demande de monnaie datent de plusieurs décennies et continuent à faire l'objet de nombreuses recherches. Ceci est dû au rôle important que joue la demande de monnaie dans la gestion des politiques monétaires. En effet, lorsqu'une banque centrale prend des mesures dans le cadre de sa politique monétaire, elle déclenche une série de réactions qui se fait sentir d'abord sur les marchés financiers, avant de se répercuter sur le niveau de dépense, de la production, de l'emploi et du prix. Ses mesures sont mises en œuvre grâce au contrôle que la banque centrale exerce sur la base monétaire, constituée des billets de banques émis par la banque centrale ainsi que les dépôts que les institutions financières tiennent auprès de cette dernière. Le rythme auquel la banque centrale laisse la base monétaire évoluer au fil des années a pour conséquence de favoriser ou de freiner l'expansion de la monnaie et du crédit au sein d'une économie.

Il arrive cependant dans la pratique que le rapport qui s'établit entre la base monétaire et les agrégats de la monnaie ne soit pas suffisamment stable pour permettre aux autorités monétaires de bien anticiper les effets de leurs actions. Ceci explique pourquoi le degré de stabilité de la demande de monnaie constitue une condition importante du succès des politiques monétaires.

La question principale de notre travail consiste en la vérification, sur le plan empirique, l'existence et la stabilité de la fonction de demande de monnaie et ses déterminants : le revenu réel, le taux d'intérêt, le taux de change et le taux d'inflation. Les résultats d'estimations confirment l'existence et la stabilité de cette fonction.

Bibliographie

- Achsani, Noer, Azam (2010), "Stability of Money Demand in an Emerging Market Economy: An Error Correction and ARDL Model for Indonesia", *Research Journal of International Studies*, 13: 54-62
- Alain Béraud : Introduction à l'analyse macro-économique, 3^{ième} Ed., Economica, 1990
- AGU C.C., «Interest Rates Policy in Nigeria and its Economic Crisis of the 1980'S», *Savings and Development*, vol.XVII, N°1, pp. 19-33, (1988).
- Anderson, T.W. (1951). Estimating linear restrictions on regression coefficients for multivariate normal distributions. *Annals of Mathematical Statistics* 22, 327-351. Correction in *Annals of Statistics* 8, 1400 (1980).
- Anthony Lanyi et R. Saracoglu, *les taux d'intérêt dans l'économie des pays en développement*, finance et développement, juin 1983.
- Antoine d'Autume, «Cointegration et modeles dynamiques», *Economie et Prévision* 106 (1992)
- Atsushi Inoue, «Test of conintegration rank with a trend – break », Elsevier, *Journal of Econometrics* 90 (1999) 215 – 237
- B. Bhashakara Rao, Macmillan, «variable trends in economic time series», *Journal of econometric perspectives*, 1988.
- Bai, J. and P. Perron (1998): «Estimating and Testing Linear Models with Multiple Structural Chnages, » *Econometrica* 66, 47 – 78.
- Bai, J. and P. Perron (1999): «Computation and Analysis of Multiple Structural Change Models, »manuscript, Boston University.
- Bai, J.(1997b): « Estimating Multiple Breaks one a Time, » *Econometric Theory* 13, 315 – 352.
- BALASSA BELA, «The Effects of Interest Rates on Savings in Developing Countries», *Quartely Review*, n° 172, pp. 101-118, Banca Nazionale de Lavoro, (1990).
- BANGA NTOLO L., « Monnaie et monétarisation dans les économies d'Afrique subsaharienne », *Les Cahiers de l'Association tiers-monde*, n° 9, Université de Nancy II, 1993, pp. 119 – 128.
- Bartlett, M.S. (1938). «Further aspects of the theory of multiple regression». *Proceedings of Cambridge Philosophical Society* 34, 33-40.
- C.W.J. Granger and P. Newbold, «Spurious regressions in econometrics», *Journal of econometrics*, 1973
- Campbell, J.Y, N.G. Mankiw, 1989, «International evidence on the persistence of economic fluctuations», *journal of Monetary Economics* 23, 319-333
- Champika. Dharmadasa, Makoto, Nakanishi: Demand for Money in Sri Lanka: ARDL Approach to Co-integration
- Ch. Bordes, M.O. Strauss – Kahn, «Cointegration et demande de monnaie en France», *Cahiers économiques et Monétaire* 34 (1989)
- Chris Brooks, Alistair G. Rew, «Testing for non – stationarity and cointegration allowing for the possibility of a structural break: an application to Euro sterling interest rates», Elsevier, *Econometrics modelling* 19 (2002).
- Christian de Boissieu, *Formation et rôle des taux d'intérêt*, Paris, Economie, 1982.
- Christin Bordes, Hélène Chevrou – Séverac, Vélayoudou Marimoutory, «une Europe monétaire à plusieurs vitesses ? La demande de monnaie dasnles grands pays de la zone euro», *Economie et prévision* n° 147, 2001.
- Christophe Tavéra, *La convergence des économies Européennes*, Economica, 1999.

- Christophe A. Sims, James H. Stock, Mark W. Watson, *Interference in linear time series models with some units roots*, *econometrica*, Vol 58, 1990.
- David F. Hendry, «Econometric modelling with cointegrated variables : An overview» *Oxford Bulletin of Economics and statistics*, 48, 3 (1986)
- David F. Hendry, *Econometrics Alchemy or Science ?*, New Edition, Oxford University Press, 2000
- David Laidler, «La monnaie comme variable passive ou active et la politique économique», *Revue de la Banque du Canada*, 1999.
- Dimitrios Malliaropulos, «A note on nonstationarity, structural breaks, and the Fisher effect», Elsevier, *Journal of Banking and Finance* 24 (2000) 695 – 707
- E.S. SHAW, *Financial deepening in Economic Development*, Oxford University Press, 1973.
- Emilio Sacerdoti ET Yuan Xiao (2001), *Inflation in Madagascar*, Working paper, IMF-2001.
- Emmanuel Anoruo, «Stability of the Nigerian M₂ money demand function» *in the SAP period*, *economics bulletin*, 2002.
- Fares Abderrahmani : Essai d'application de la théorie de la cointégration et modèle à correction d'erreurs (ECM) à la détermination de la fonction de demande de monnaie ; cas de l'Algérie » Mémoire de Magister en sciences de gestion option techniques d'aide à la décision. Université de Bejaia Octobre 2004
- F.PERROUX: *Le multiplicateur d'investissements dans les pays sous-développés*, Tiers-monde, tome VII, 1966.
- G. Karagiannis, G.J. Mergos, «Estimating theoretically consistent demand systems using cointegration techniques with application to Greek food data», Elsevier, *economics letters*, 74 (2002) 137 – 143
- GUILLAUMONT P. & S., « Les enjeux des politiques monétaires dans les pays en développement », *Revue d'Economie Financière*, n° 7, pp.97 – 108. (1988).
- H. Peter Boswijk, «Testing for an unstable root in conditional and structural error correction models», Elsevier, *Journal of econometrics* 63 (1994) 37 – 60
- Harold Lubell, *Le secteur informel dans les années 80 et 90, études du centre de développement*, OCDE 1991
- Hamid Kherbachi, Achouche Mohamed et F Abderrahmani : Estimation d'une fonction de demande de monnaie en Algérie les cahiers du CREAD N°75/2006 page 44-45
- Janvier Ordonnez, «Stability and non – linear dynamics in the broad demand for money in Spain», *Elsevier*, 2003.
- Jean – François Goux, «Existe-t-il vraiment une relation cointégrante de demande de monnaie en France ? » *Revue économique Volume 51*, N° 4, 200
- Jean – François Goux, *Economie monétaire et financière, théories, institutions, politiques*, 3è édition, Economica, 1998
- Jean – François Goux, *Inflation, Désinflation, Déflation*, Dunod, Paris, 1998.
- John F. Boschen, Leonard O. Mills, «Test of long-run neutrality using permanent monetary and real stocks», *Journal of monetary economics*, Elsevier, 1995.
- John Y. Campbell, Pierre Perron, «Pitfalls and opportunities: what Macroeconomist should know about unit roots», *NBER Macroeconomics annual 1991*
- John Y. Campbell, Robert J. Shiller, «Interpreting cointegrated models», *Journal of economic dynamics and Control* 12, 1988.
- Joseph C. Brade, Ali M. Kutan, «The convergence of monetary policy between candidate countries and the eupean Union Economic systems», *Elsevier*, 2001.
- Kauss Neusser, «An algebraic interpretation of Cointegration», *Elsevier* 1999

- Kevin Cliton et Walter Engert, «Résumé du colloque sur la monnaie, la politique monétaire et les mécanismes de transmission», *Revue de la banque du canada*,
- LARDIC Sandrine, MIGNON Valérie, «Econométrie des series temporelles macroéconomiques et financières », *Economica*, 2002.
- Long, Dara. and Sovannroeun Samreth (2008), “The Monetary Model of Exchange Rate: Evidence from the Philippines Using ARDL Approach”, *Economics Bulletin*, 1-12.
- Liu, J. S. Wu, and J.V. Zidek (1997) : « On Segmented Multivariate Regressions, » *Statistica Sinica* 7, 497 – 525.
- Markku Lanne, Helmut Lütkepohl, «Unit root test for time series with level shifts:a comparison of different proposals Economics letters», *Elsevier*, 2002
- McKinnon, R. *Money and Capital in Economic development*, their brookings institution, Washington, 1973.
- Nikolaos Dritsakis : Demand for money in Hungary: An ARDLApproach
- NG. S., Perron, P., 1995. *Unit root tests in ARMA models with data-dependent methods for the selection of the truncation lag*. J. Am. Stat. Assoc. 90, 268-281.
- Pesaran, M. H, Shin, Y. (1999), “An autoregressive distributed lag modelling approach to cointegration analysis”, In: Strom, S., Holly, A., Diamond, P. (Eds.), Centennial Volume of Rangar Frisch, Cambridge University Press, Cambridge
- Pesaran, M. H, Shin, Y, Smith, R. J. (2001), “Bounds testing approaches to the analysis of level relationships”, *Journal of Applied Econometrics*, 16: 289-326.
- Paul Newbold, «Precise and efficient computation of the Beveridge – Nelson decomposition of economic time series», *Journal of Monetary Economics* 26 (1990) 453 – 457
- Perron, P. (1990), «Testing for unit root in a time series with a changing mean». *Journal of Business & Economic Statistics* 8, 153 – 162.
- Perron, P. (1997): « L’estimation de modèles avec changements structurels multiples, » *Actualité Economique* 73, 457 – 505.
- Perron, P. «Further evidence on breaking trend functions in macroeconomic variables», Elsevier, *Journal of econometrics* 80 (1997) 355 – 385
- Perron, P., (1989), «The Great Crash, the oil price shock and the unit root hypothesis. *Econometrica* 57, 1361-1401, Erratum (1993) *Econometrica* 61, 248-249
- Perron, P., «1994, Tend, unit root and structural change in macroeconomic time series» in B.B. Rao(ed), *Cointegration for the applied economist*. MacMillan Press, Basingstoke, pp. 113-146.
- Perron, P., T.J Vogelsang, 1992, «Nonstatorarity en level shifts with an application to purchasing power parity», *Journal of Business and Economic Statistics* 10, 301 – 320
- Perron, P., T.J Vogelsang, 1993a, «A note on the asymptotic distribution of unit root tests in the additive outlier model with breaks». *Revista de Econometria* 8, 181 – 202.
- Perron, P., T.J Vogelsang, 1993b, «The Great Crash, the oil price shock and the unit root hypothesis: Erratum», *Econometrica* 61, 248-249, Press, W.H., B.P. Flanery,
- Perron, P., Vogelsang, T.J., 1992, *The Great Crash, the Oil Price Shock and the Unit root hypothesis: Corrections and Extensions of Some Asymptotic Results*. Princeton University. Department of Economics (unpublished).
- Peter C.B. Phillips, Pierre Perron, «Teting for a unit root in time series regression» *Biometrika*, volume 75, issue 2, 1988.
- Philippe Aghion, Philippe Bacchetta, Abhijet Bamerjee, «A simple model of monetary policy and currency crises», Elsevier, *European Economic Review* 44 (2000) 728 – 738
- Philippe Hugon, *Economie de l’Afrique*, Editions La découverte, Paris 2003

- Phillips, P.C.B. S. Ouliaris, «Asymptotic properties of residual based test for cointegration», *Econometrica*, vol. 58, 1990
- Phillips, P.C.B. S. Ouliaris, «Testing for cointegration using principal components methods», *Journal of economic dynamics and control* 12, 1988
- Prakash Longani, Phillip Swag, *Sources of inflation in developing countries*, Working Paper, IMF-2001,
- Richard Luger, «A modified CUSUM test for orthogonal structural changes», Elsevier, *Economics letters* 73 (2001) 301 – 306
- Robert F. Engle and W.J. Granger, «Cointegration and Error Correction : Representation, Estimation and testing», *Econometrica*, Vol 55, N° 2, 1987.
- Robert J. Barro, «Unanticipated money growth and unemployment in the United states», *the American economic review*, 1977
- Robert J. Barro, Xavier Sala-I-Martin, *La croissance économique*, collection sciences économiques, Mc Graw-Hill 1996
- Rocco Losconi, Carlo Giannini, «Non-Causality in Cointegrated systems : Representation, estimation and testing», *Oxford Bulletin of economics and statistics* (1992)
- ROMER David, *Macroéconomie approfondie*, Ediscience international, Paris, 1997
- Samreth, Sovannroeun (2008), “Estimating Money Demand Function in Cambodia: ARDL Approach”, MPRA Paper No. 16274.
- Sharifi-Renani, H. (2007), “Demand for money in Iran: An ARDL approach”, MPRA Paper No. 8224.
- Said, S.E., D.A. Dickey, 1984, «Testing for unit roots in autoregressive – moving average models of unknown order», *Biometrika* 71, 599-608.
- Sanvi Avonyi – Davi et al, «Estimation d’une fonction de demande de monnaie pour la zone euro : une synthèse des resultants», *Bulletin de la Banque de France* – n° 11 – 2003
- SØREN Johansen, «Statistical analysis of Cointegration Vectors», *Journal of Economic dynamics and Control* 12, 1988.
- SØREN Johansen, Katarina Juselius, «Maximum Likelihood, estimation and Interference on cointegration with application to the demand for money», *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52,2 (1990)
- SØREN Johansen, Katarina Juselius, «Identification of the long-run and the short-run structure. An application to the ISLM model», Elsevier, *Journal of Econometrics* 63 (1997) 7 – 36
- SØREN Johansen, «Modelling of cointegration in the vector autoregressive model», *Economic modelling*, Elsevier, 2000.
- SØREN Johansen, *Modelling of cointegration in Vector autoregressive model*, Elsevier, *Economic Modelling* 17 (2000), 359 – 373
- SØREN Johansen, Recco Mosconi, Bent Nielsen, «Cointegration analysis in the presence of structural breaks in the deterministic trend», *Econometrics Journal*, Vol 3, 2000.
- Subramanian Sivaraman Sriram, *The demand for money in Malaysia*, Southern Economist, 2000.
- Vasco J. Gabriel, «Cointegration and the joint confirmation hypothesis», Elsevier, *Economics Letters* 78 (2003) 17 – 25
- Vogelsang, T.J. and Perron, 1994, *Additional tests for unit root allowing for a break in the trend function at an unknown time*, Manuscript. Department of Economic, Cornell University, Ithaca, NY.

- Vogeslang, T.J., 1993. *Essays on testing for non stationarities and structural change in time series models*, *Unpublished Ph.d. Dissertation*. Departement of Economics, Princenton University, Princeton, NJ.
- William Alan Bartley, Junsoo Lee, Mark C. Strazicish, «Testing the null of cointegration in the presence of a structural break», *Elsevier*, 2001.
- Zivot, E. and D.W.K. Andrews, 1992, « Further evidence on the Great Crash, the oil price shock and the unit root hypothesis». *Journal of Business and Economic Statistics* 10, 251-270.