

HOSTED BY



Contents lists available at ScienceDirect

ScienceDirect

journal homepage: [www.elsevier.com/locate/rgo](http://www.elsevier.com/locate/rgo)

## La « faillite » du ciblage monétaire en Tunisie ?



**Rima LAJNAF**

*Docteur en Sciences Economiques, FSEG, Sfax, Tunisie*

### ARTICLE INFO

#### Article history:

Received 04 April 14

Received in revised form 24 June 14

Accepted 10 July 14

#### Mots clés:

Politique monétaire

Stabilité des prix

Ancrage monétaire

Agrégat monétaire

Tunisie

### RÉSUMÉ

Les monétaristes ont montré que l'accélération de la masse monétaire ne ferait qu'attiser l'inflation. Leur idée a gagné en influence auprès des banques centrales, les incitant dans les années soixante-dix à s'efforcer de mieux maîtriser l'inflation en utilisant les agrégats monétaires comme les variables de leurs objectifs intermédiaires. Cependant, même si l'utilisation des cibles monétaires est répandue dans le monde entier, il n'existe pas de consensus sur la causalité entre la monnaie et les prix. Ce problème a fait l'objet d'un débat très animé entre les économistes surtout durant les trois dernières décennies caractérisées par l'innovation financière. La stratégie de ciblage de l'agrégat monétaire n'est efficace que si ce dernier, considéré comme une cible intermédiaire, possède des propriétés satisfaisantes en termes de stabilité, de contrôlabilité et du contenu en information. Dans ce papier, nous allons étudier l'efficacité de la politique d'ancrage monétaire en Tunisie en analysant les propriétés de l'agrégat M3. Les résultats montrent que le choix de cet agrégat comme un objectif intermédiaire ne semble pas être justifié.

© 2014 Holy Spirit University of Kaslik. Hosting by Elsevier B.V. All rights reserved.

### 1. Introduction

Le ciblage monétaire a été largement adopté dans les années soixante-dix généralement par tous les pays industriels. Les cibles d'agrégats monétaires ont été longtemps considérées comme une bonne illustration d'une règle monétaire optimale. Les résultats de l'adoption de cette stratégie sont faciles à contrôler. Une banque centrale, qui décide de s'engager à faire évoluer la masse monétaire selon un rythme qui est fonction du taux d'inflation désiré et du taux de croissance prévu de l'activité, doit expliquer les écarts observés par rapport à la cible. Toutefois, après le triomphe de la stratégie de ciblage de l'agrégat monétaire, cette politique a fait l'objet d'un crépuscule pour plusieurs auteurs à partir des années quatre-vingt (Estrella et Mishkin, 1997 ; Jaillot 1998 ; Svensson 1999 ; Artus et al. 1999 ; Mishkin, 2006...). Leur attention a été focalisée sur les difficultés liées à l'utilisation de l'agrégat monétaire comme objectif intermédiaire. De surcroît, la pratique a montré

que l'innovation financière a rendu impuissants les critères traditionnels de l'agrégation de la masse monétaire comme une cible intermédiaire (Aubry et Nott, 1999 ; Creel et Sterdyniak, 1999). D'après Ftiti (2010), l'identification de la quantité de monnaie en circulation n'est plus évidente pour les autorités monétaires, en l'occurrence d'une mobilité parfaite des capitaux et de globalisation financière.

La politique monétaire adoptée par la Banque Centrale de Tunisie (BCT) est celle d'ancrage monétaire. Depuis la réforme de 1987 jusqu'à 1999, l'objectif intermédiaire ciblé par les autorités monétaires est l'agrégat de monnaie M2. Elles visent alors une corrélation de la croissance de la masse monétaire au sens de M2 avec celle de l'activité économique. Pour tracer un chemin de réussite, la BCT publie régulièrement les projections d'agrégats monétaires M1, M2, M3 et M4. Son but est d'orienter les anticipations des agents économiques en leur offrant un moyen de juger sa politique et de l'associer à la crédibilité. Malgré que les réformes de libéralisation financière en Tunisie aient commencé depuis 1987, l'examen de leur contenu a traduit des évolutions très lentes et prudentes au début. Ce processus de libéralisation financière ne s'est accéléré qu'à la

\* Corresponding author. Tel.: +216 28460585; fax: +216 74402741.

E-mail address: [lajnaf\\_rima@yahoo.fr](mailto:lajnaf_rima@yahoo.fr)

Peer review under responsibility of Holy Spirit University of Kaslik.



Hosting by Elsevier

fin des années quatre-vingt-dix. Dès lors, ces nouvelles réformes ont permis plus de concurrence entre les banques et une dynamique remarquable du marché boursier. Tout ça a créé un climat qui a favorisé les innovations financières. Suite au phénomène de substitution entre les actifs financiers qui composent les agrégats monétaires qui sont devenus instables, les autorités monétaires tunisiennes ont décidé de cibler un agrégat plus large à partir de 1999. Dès lors, l'objectif intermédiaire de la BCT devient M3.

Malgré les avantages que procure le ciblage de l'agrégat de monnaie, les expériences des États-Unis, du Canada et du Royaume-Uni n'ont pas été réussies durant les années quatre-vingt (Mishkin, 2001 et 2013). Cela a poussé plusieurs banques centrales à chercher des solutions de rechange. Déjà, le gouverneur de la BCT a affirmé, lors d'un séminaire de clôture du projet de jumelage entre la BCT et la Banque de France en mai 2013<sup>1</sup>, la nécessité de la préparation de la Tunisie pour l'adoption d'une stratégie alternative puisque les politiques de ciblage des agrégats monétaires ont montré leurs limites.

Malgré que la plupart des banques centrales ait abandonné la politique d'ancrage monétaire et ait cherché des solutions alternatives, la Tunisie l'a poursuivie jusqu'à l'heure actuelle. La plupart des travaux menés sur l'étude de la stratégie de ciblage monétaire en Tunisie a étudié l'efficacité de l'agrégat monétaire M2 et a montré la défaillance de cet agrégat comme objectif intermédiaire (Najeh et Bouaziz, 1990 ; Najeh et Kria, 1991 ; Zouari, 1991 ; Najeh, 1996 ; Boughrara, 2002). Étant donné que ces travaux n'ont pas analysé plusieurs autres caractéristiques et propriétés de M3, l'agrégat ciblé actuellement par la BCT, nous allons essayer dans la présente étude d'analyser ses propriétés. Généralement, la stratégie d'ancrage monétaire n'est efficace, que si l'objectif intermédiaire possède des propriétés satisfaisantes en termes de stabilité, de contrôlabilité et du contenu en information (Mc Phail, 1999 ; Ndjokou, 2011).

Le présent article s'organise comme suit : d'abord, nous allons présenter les conditions que doit vérifier un agrégat monétaire pour être une cible intermédiaire. Ensuite, nous allons analyser la stabilité de la fonction de demande de monnaie en Tunisie en nous recourant à un Modèle à Correction d'Erreurs (MCE). Puis, nous allons étudier la contrôlabilité de l'agrégat ciblé par les autorités monétaires en examinant la corrélation et la causalité entre l'objectif intermédiaire, l'objectif opérationnel et l'instrument de la politique monétaire. Enfin, nous allons évaluer le contenu en information de l'agrégat M3 au moyen d'une modélisation du type vectoriel autorégressif (VAR).

## 2. Les conditions de succès de la stratégie de ciblage monétaire

D'après Mc Phail (1999) et Ndjokou (2011), pour qu'une banque centrale adopte une politique d'ancrage monétaire, elle doit vérifier la stabilité des agrégats monétaires, leur contrôlabilité et leur contenu en information.

### 2.1. La stabilité des agrégats monétaires

La stabilité de la relation entre les agrégats monétaires et l'objectif final

de maîtrise de l'inflation a été élaborée différemment d'une étude à une autre. Certains auteurs ont analysé la stabilité de la monnaie en étudiant la fonction de demande de monnaie (Coppin, 1991 ; Ajimi, 1995 ; Choudhry, 2002 ; Bahmani-Oskooee et Shin, 2002 ; Wu et al., 2005 ; Akinlo, 2006 ; Darrat et Al-Sowaidi, 2009...). D'autres ont élaboré la stabilité de la vitesse de monnaie pour examiner le rôle potentiel de l'agrégat monétaire (Bordes et Marimoutou, 2000). Bordes et al. (2007) soutiennent que la stationnarité de la vitesse de circulation de la monnaie reflète sa stabilité. En outre, selon les auteurs, si la vitesse de circulation n'est pas stationnaire autour d'une tendance déterministe, cela implique que des chocs qui affectent cette vitesse sont de nature permanente plutôt que transitoire. Par conséquent, l'existence d'une relation stable entre la monnaie et le niveau des prix ne semble pas garantie.

Les banques centrales, dans de nombreux pays, comptent sur la fonction de demande de monnaie pour l'identification des cibles de croissance monétaire à moyen terme et pour la manipulation des taux d'intérêt et des monnaies de réserve afin de contrôler la liquidité totale de l'économie. Toutefois, l'utilité d'une fonction de demande de monnaie dépend crucialement de sa stabilité. Cette stabilité a des conséquences d'importance majeure sur l'efficacité des agrégats monétaires en tant qu'objectifs intermédiaires de la politique monétaire (Atkinson et al., 1984). En outre, l'analyse de la relation entre la monnaie et l'activité économique sous l'angle de la théorie de la demande est indispensable dans la formation des politiques économiques d'inspiration monétariste (Zejly, 1990).

La littérature économique compte diverses théories qui se concentrent sur la relation entre la demande de monnaie et un ensemble de variables explicatives, qui sont supposées avoir un effet significatif sur elle. La version la plus simple lie la demande de monnaie à une variable d'échelle (*scale variable*) et à un coût d'opportunité (*opportunity cost*).

$$M_t^d = f(S_t, O_t) \quad (1)$$

$M_t^d$  désigne la demande de monnaie à l'instant  $t$ . Elle est mesurée par le rapport entre l'agrégat de monnaie et le niveau des prix désigné par l'Indice des Prix à la Consommation (IPC) ou le déflateur du Produit Intérieur Brut (PIB).  $S_t$  représente la variable d'échelle liée à l'activité dans le secteur réel de l'économie. Cette variable représente les transactions liées à l'activité économique. Les variables les plus utilisées sont le produit national brut, le produit national net et le PIB. Dans les travaux empiriques, la variable d'échelle la plus usuelle est le PIB en raison de son accessibilité et en dépit de ses lacunes connues, particulièrement les non-prises en compte des transactions intermédiaires et financières (Avouyi-Dovi et al., 2003).

$O_t$  indique le coût d'opportunité de la détention d'encaisses monétaires. Selon Sriram (1999), cette variable est composée de deux éléments dont le choix est lié aux théories sous-jacentes. Il s'agit du taux de rendement intrinsèque de la monnaie et du taux représentant le rendement d'un actif alternatif à la monnaie. Le taux de rendement intrinsèque de la monnaie est généralement représenté par le taux d'inflation anticipé. Dans une économie ouverte, les rendements des actifs étrangers sont importants dans la fonction de la demande de monnaie. Ils sont représentés par le taux d'intérêt étranger et/ou une certaine forme du taux de change. En ce qui concerne le rendement des actifs alternatifs à la monnaie, les chercheurs ont utilisé diverses variables. Les uns ont adopté des taux de court terme comme les rendements des titres de l'État, du papier commercial ou des dépôts d'épargne. Les autres ont envisagé une vision

<sup>1</sup>Voir Ayari (2013).

moins étroite de la demande de monnaie et ont utilisé un ensemble plus large de solutions de rechange, y compris le rendement des actions ou les obligations des entreprises. Toutefois, bien qu'en théorie, toutes ces variables doivent être incluses en tant que coût d'opportunité, dans la pratique, diverses combinaisons de ces dernières ont été utilisées dans l'estimation de la fonction de demande de monnaie. La sélection de ces combinaisons et de ces mesures pour représenter ces variables dépend principalement du développement macroéconomique du pays, du statut de son secteur financier, de l'ampleur de la libéralisation du taux d'intérêt, de l'ouverture de l'économie et de la disponibilité des données (Sriram, 1999).

Treichel (1997) a analysé le développement des fondations empiriques pour la conduite de la politique monétaire en Tunisie en étudiant la demande de monnaie. Selon l'auteur, la demande de monnaie est généralement modélisée comme une fonction d'une variable coût d'opportunité (taux d'intérêt), un taux d'inflation qui reflète le motif de réserve de valeur des encaisses monétaires, et une variable de revenu (PIB réel), qui reflète le motif de transaction de la demande de monnaie et les *dummies* structurelles et saisonnières. Ainsi Treichel (1997) définit la demande réelle de monnaie ( $M/P$ ) en Tunisie comme suit :

$$\frac{M}{P} = f(Y, \pi, R) \quad (2)$$

Avec

$M$ : L'agrégat monétaire en termes nominaux ;

$P$ : Un déflateur de prix ;

$Y$ : PIB réel ;

$\pi$ : Taux d'inflation ; et

$R$ : Taux d'intérêt.

Selon Avouyi-Dovi et al. (2003), l'inflation se présente comme une variable explicative potentielle de la demande de monnaie. Cependant, et malgré qu'elle ne fasse pas le consensus quant à la pertinence de sa sélection comme une composante explicative dans la relation de long terme, il leur a paru intéressant de retenir cette variable dans l'estimation de la fonction de demande de monnaie pour la zone Euro. Salin (1991), estime que la demande d'encaisses réelles est fonction de l'inflation anticipée. Il s'agit en fait d'une fonction décroissante de la hausse des prix prévue.

Plusieurs études récentes ont introduit le taux de change dans la fonction de demande de monnaie vu son importance dans la détermination de cette fonction et du niveau de prix (Bahmani-Oskooee et Shin, 2002; Akinlo, 2006; Hossain, 2010; Dagher et Kovanen, 2011). IzgiKogar (1995) stipule qu'il est préférable d'inclure le taux d'inflation et le taux de change pour les économies qui souffrent d'une inflation élevée. De plus, le taux de change peut mesurer le taux prévu de la dépréciation, et donc le coût d'opportunité de la détention de la monnaie nationale par opposition à la monnaie étrangère.

## 2.2. La contrôlabilité des agrégats monétaires

L'une des conditions de l'application d'une politique de ciblage intermédiaire est la contrôlabilité de l'objectif intermédiaire par la banque centrale. Ainsi, « les autorités monétaires doivent pouvoir contrôler les mouvements des agrégats en ajustant simplement les mouvements des instruments de la politique monétaire, car il serait inutile de cibler une variable sur laquelle la banque centrale n'a aucun contrôle » (Lamberte, 1984). Si cette condition n'est pas vérifiée, cet objectif quantifié ne peut

plus réaliser l'objectif final. En outre, selon Boughrara (2003), si l'agrégat monétaire n'est pas contrôlable, il ne produira plus des signaux appropriés sur les intentions des autorités monétaires et sur l'orientation de la politique monétaire, ce qui rend la construction du processus de responsabilisation des décideurs politiques relativement difficile à mettre en place.

Afin de réguler la liquidité dans l'économie, les autorités monétaires doivent choisir un agrégat monétaire qui intègre les instruments qu'elles utilisent pour mettre en œuvre leur politique. De surcroît, la relation entre cet agrégat et l'offre de monnaie (le multiplicateur monétaire) doit être stable et prévisible. Lorsque la base monétaire est sous le contrôle de la banque centrale, la détermination des causes de changement du multiplicateur monétaire devient importante dans la mise en œuvre de sa politique. Dans le cas où la base monétaire est sous le contrôle de la banque centrale, la réalisation de l'objectif principal, à savoir la stabilité des prix, devient possible en commandant le multiplicateur monétaire. Par conséquent, une vérification empirique de la contrôlabilité des agrégats monétaires nécessite une étude basée sur la cointégration et le MCE. Si une relation de long terme existe, l'agrégat monétaire sera considéré contrôlable à long terme et une modélisation de correction d'erreur doit être élaborée (Boughrara, 2002 et 2003).

La contrôlabilité des agrégats monétaires peut être aussi analysée par la vérification de l'existence d'une relation causale entre l'agrégat ciblé et la base monétaire d'une part et l'agrégat ciblé et le taux d'intérêt d'autre part. Si cette causalité est vérifiée, la contrôlabilité des agrégats monétaires par les autorités monétaires peut être confirmée.

## 2.3. Evaluation du contenu en information des agrégats monétaires

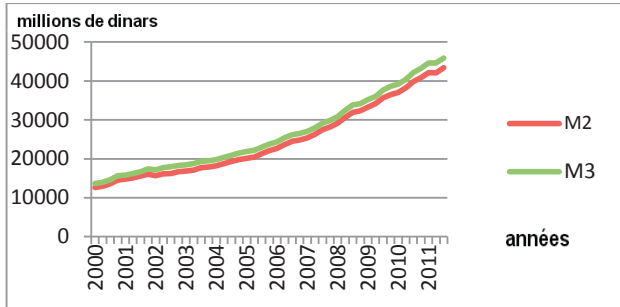
Plusieurs banques centrales ont décidé de suivre une politique d'ancrage monétaire en retenant un agrégat monétaire comme une valeur de référence. Cette stratégie n'est efficace que si les variations du stock de monnaie détenu par le public possèdent de bonnes informations sur l'évolution future des prix (Moyal et Massant, 2000). Selon Bordes et al. (1985), le contenu en information d'une variable, relatif à une autre variable, est défini par la réduction de l'incertitude attachée à la seconde, grâce à l'observation de la première. Ainsi, l'évolution des agrégats monétaires est un élément d'information essentiel pour la banque centrale, dans le cadre de sa politique monétaire. En effet, le suivi de ces agrégats a pour but de détecter les gonflements de la masse monétaire qui pourraient avoir un effet sur l'objectif final.

Friedman Benjamin et Kuttner (1992) trouvent que, depuis le début des travaux de Sims (1972), l'examen empirique de savoir si l'agrégat monétaire peut jouer un rôle utile dans le processus de la politique monétaire, s'est concentré de manière appropriée non seulement sur les fluctuations des prix et des revenus, mais aussi sur leurs capacités prévisionnelles. De ce fait, les autorités monétaires doivent exploiter le contenu en information de l'agrégat monétaire pour préserver la stabilité des prix. Dans ce contexte, l'idée primordiale qui sous-tend l'approche informationnelle de la monnaie est l'incorporation du signal informationnel dans la fonction de réaction des autorités en réponse à toute déviation de la monnaie par rapport aux objectifs de croissance fixés auparavant (Najeh, 1996).

## 3. Stabilité des agrégats monétaire en Tunisie

Notre étude est fondée sur des données trimestrielles s'étalant de 2000 T1

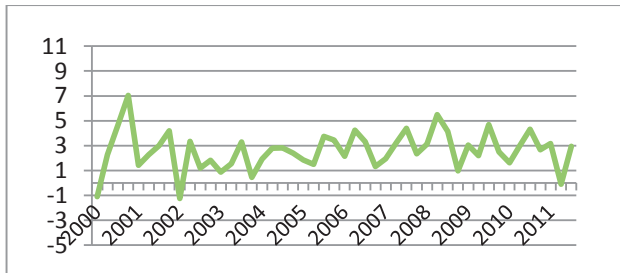
à 2011 T3. Nous présentons dans les figures 1, 2 et 3 des graphiques décrivant l'évolution des agrégats monétaires M2 et M3 en Tunisie, le taux de croissance de M3 et sa vitesse de circulation pour tirer des conclusions préliminaires de la stabilité de l'agrégat de monnaie.



**Fig 1- Evolution des agrégats de monnaie M2 et M3 en Tunisie (2000-2011)**

Graphique élaboré par l'auteur à partir des données de la BCT

Nous remarquons que les évolutions des agrégats M2 et M3 sont très proches. Pour cela, dans le reste de l'étude, nous allons nous intéresser à étudier les caractéristiques de l'agrégat M3, la cible intermédiaire actuelle de la BCT. La Figure 2 décrit le taux de croissance de l'agrégat monétaire M3. L'analyse des figures 1 et 2 ne montre pas une grande instabilité.

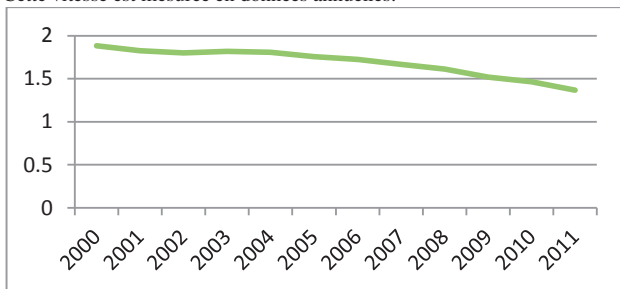


**Fig 2- Evolution du taux de croissance de l'agrégat de monnaie M3 en Tunisie (2000-2011)**

Graphique élaboré par l'auteur à partir des données de la BCT

**3.1. Stabilité de la vitesse de circulation**

Nous présentons la vitesse de l'agrégat de monnaie M3 dans la figure 3. Cette vitesse est mesurée en données annuelles.



**Fig 3- Evolution de la vitesse de circulation de l'agrégat M3 en Tunisie (2000-2011)**

Graphique élaboré par l'auteur à partir des données de la BCT

L'analyse des graphiques concernant l'évolution de M3, son taux de

croissance et sa vitesse de circulation, ne nous permet pas de tirer des conclusions définitives sur la stabilité de l'agrégat monétaire. L'estimation de la fonction de demande de monnaie et l'élaboration des tests de changement structurel semblent être utiles pour confirmer ou infirmer ces résultats.

**3.2. Stabilité de la fonction de demande de monnaie**

Dans la présente étude, nous allons essayer d'analyser la demande de monnaie mesurée par le rapport agrégat de monnaie M3 et IPC. Nous retenons le PIB comme une variable d'échelle dans la fonction de demande de monnaie et le Taux du Marché Monétaire (TMM) comme un coût d'opportunité. Nous introduisons le taux de change comme une variable explicative de la demande de monnaie en Tunisie caractérisée par une économie ouverte. L'introduction de cette variable a été faite pour mesurer le coût d'opportunité de la détention de la monnaie nationale par rapport à la monnaie étrangère. Elle est mesurée par le Taux de Change Effectif Nominal (TCEN). Pour les mêmes raisons que Treichel (1997), nous avons utilisé le taux d'inflation pour refléter le motif de réserve de valeur des encaisses monétaires.

Nous spécifions la fonction de demande de monnaie en Tunisie sous la forme suivante :

$$m_t - p_t = a_0 + a_1 y_t + a_2 R_t + a_3 \pi_t + a_4 e_t + \varepsilon_t \tag{3}$$

Avec :

- $m$  : L'agrégat monétaire M3 en logarithme ;
- $p$  : Le niveau de prix mesuré par l'IPC en logarithme ;
- $y$  : Le PIB réel en logarithme ;
- $R$  : Le taux d'intérêt ;
- $\pi$  : L'inflation ; et
- $e$  : TCEN en logarithme.

Nous commençons notre étude par tester l'existence d'une relation de cointégration entre la demande de monnaie au sens de M3, le PIB réel, le taux d'intérêt, l'inflation mesurée dans la présente étude par le logarithme de l'IPC et TCEN. Les tests AIC (*Akaike Information Criteria*) et FPE (*Final Prediction Error*) montrent un seul retard. Le modèle estimé avec l'agrégat monétaire M3 signale la présence d'une relation de cointégration suivant les tests de  $\lambda - max$ . Toutes les variables ont présenté une stationnarité en différence première. Nous recourons par la suite à une estimation d'un modèle MCE sur les variables en première différence :

$$\begin{aligned} \Delta(m_t - p_t) &= a_0 + a_1 \Delta y_{t-1} + a_2 \Delta R_{t-3} + a_3 \Delta \pi_t + a_4 \Delta e_{t-1} + a_5 EC_{t-1} + \varepsilon_t \end{aligned} \tag{4}$$

Les résultats de l'estimation de la fonction de demande de monnaie par la méthode MCE, sont présentés dans le tableau 1. Le choix des retards des variables est effectué selon la procédure GETS (*General to Specific*) développée par Campos et al. (2005). Le terme  $EC$  désigne la force de rappel ou le terme d'ajustement. Nous remarquons que le coefficient de la force de rappel est statistiquement significatif avec un signe négatif. Cela nous indique que la demande de monnaie converge à long terme vers le point d'équilibre avec une vitesse de convergence de 0.21. Généralement, les coefficients ne montrent pas une significativité remarquable. Une hausse du PIB réel est traduite par une augmentation de la demande des encaisses réelles. Les estimations effectuées montrent une relation

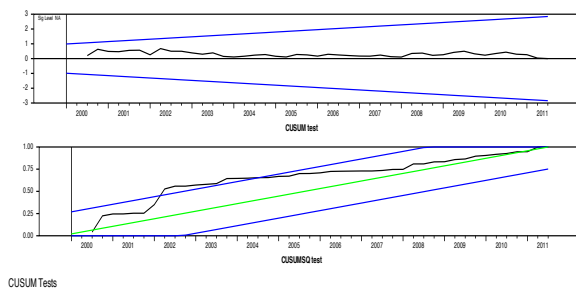
positive entre le PIB réel et la masse monétaire réelle. L'élasticité de la demande de monnaie par rapport au PIB (0.128) mesure l'accroissement en pourcentage de la demande de monnaie suscitée par une augmentation de 1 % du PIB. Ce coefficient présente, en conséquence, le signe attendu. L'estimation de l'élasticité de la demande de monnaie par rapport au taux d'intérêt présente un coefficient faible et proche de zéro. Le coefficient ne confirme pas la relation inverse entre le taux d'intérêt et la demande de monnaie. Concernant le niveau des prix, il présente le signe négatif attendu. Ce signe confirme la théorie de la relation inverse entre l'inflation et la demande de monnaie. Le taux de change n'a pas présenté un coefficient significatif. Nous ne pouvons pas interpréter le signe vu qu'en théorie, le taux de change peut affecter positivement ou négativement la demande d'encaisses réelles.

**Tableau 1 – Estimation de la fonction de demande de monnaie mesurée par M3**

Variable	coefficient	T-Stat	Signif
Constant	-0.0049661	-0.59183	0.557561
$\Delta y (-1)$	0.1282377	0.82240	0.416119
$\Delta R (-3)$	0.0131486	1.81682	0.077352
$\Delta \pi$	-0.4902190	-1.71327	0.095032
$\Delta e (-1)$	0.0150583	0.08411	0.933425
$EC(-1)$	-0.2161939	-3.21351	0.002717

Source des données : calculs effectués par l'auteur à partir des données de la BCT et de l'Institut National de la Statistique (INS)

La détermination de la stabilité du modèle représente un problème classique en économétrie. Il s'agit de préciser si les coefficients sont stables. Dans le cas des données chronologiques, les tests de stabilité appelés aussi tests de changement structurel essaient de tester la stabilité des coefficients estimés de l'équation tout en indiquant l'existence d'un changement structurel dans la relation. Afin d'étudier la stabilité du modèle estimé pour la Tunisie au cours du temps, nous allons utiliser le test de CUSUM et le test de CUSUMSQ. Selon ces deux tests, la stabilité des paramètres dépend de la position du tracé par rapport à l'intervalle limite au seuil de 5 %. Si les tracés des deux tests sont contenus dans les intervalles critiques, l'hypothèse nulle de stabilité des coefficients et par conséquent l'hypothèse de la stabilité des paramètres du modèle ne peut pas être rejetée. Cependant, si le tracé traverse une des deux lignes, nous notons l'instabilité des paramètres. La figure 4 présente l'instabilité de la demande de monnaie en Tunisie. En effet, nous remarquons que le tracé de CUSUMSQ ne reste pas dans le niveau de signification. Par conséquent, les coefficients sont dits instables et le phénomène de changement structurel est marqué durant la période d'étude.



**Fig 4- Tests de CUSUM et de CUSUMSQ**

Source des données : calculs effectués par l'auteur à partir des données de la BCT et de l'INS

Pour détecter les ruptures de la fonction de demande de monnaie, nous recourons aux tests économétriques de ruptures multiples comme ceux proposés par Bai et Perron (1998 et 2003). Nous pouvons par la suite expliquer les dates de ruptures mises en avant par ces tests. Nous supposons l'existence de périodes de rupture et nous déterminons le nombre de points de ruptures par le Critère BIC (*Bayesian Information Criterion*). Nous acceptons le nombre de ruptures qui minimise ce critère. Les résultats présentés dans le tableau 2 indiquent quatre ruptures. Le premier point de rupture est présenté vers le troisième trimestre de 2002. Les trois autres ruptures sont marquées dans le premier trimestre de 2004, le troisième trimestre de 2007 et le troisième trimestre de 2008.

**Tableau 2 – Tests de Bai et Perron (1998, 2003)**

break points	2002:03
	2004:01
	2007:03
	2008:03
Sum of Squared Residuals	0.00378
BIC	-7.78855

Source des données : calculs effectués par l'auteur à partir des données de la BCT et de l'INS

Le *break*, qui est constaté après la deuxième moitié de 2002, est certainement le résultat de la crise de septembre 2001 et des crises financières apparues dans le monde durant cette année. En outre, la conjoncture économique internationale a marqué, au cours de 2001, un ralentissement et une récession aggravés par les effets des événements de 11 septembre. De surcroît, la scène internationale a connu des crises financières aiguës apparues en Argentine et en Turquie. Concernant le point de rupture du premier trimestre de 2004, il est justifié par la hausse des prix de pétrole qui a commencé depuis septembre 2003. Cette hausse est, pour plusieurs économistes, considérée comme un troisième choc pétrolier après ceux de 1973 et de 1978 (Van Den Noord et André, 2007 ; Vassilou, 2009 ; Martinez, 2010). Cette rupture peut être aussi expliquée par les fortes fluctuations du taux de change connues durant l'année 2004. L'autre point de rupture est évidemment expliqué par la crise des subprimes de 2008. Cette crise, comparée à celle de 1929, a eu des conséquences néfastes sur le monde entier. L'acuité de cette crise commençant en août 2007, s'est accentuée durant l'année 2008. Cette acuité grandissante de la crise des subprimes a pu toucher la plupart des pays émergents. Cela a été bien observé dans les ruptures de la fonction de demande de Tunisie, vers le troisième trimestre de 2007 et de 2008.

La présence de ces ruptures dans la fonction de demande de monnaie en Tunisie au sens M3, est expliquée par la fragilité de l'économie tunisienne vis-à-vis des chocs mondiaux et des crises financières et monétaires internationales.

#### 4. La contrôlabilité des agrégats monétaires par la BCT

Le moyen pratique utilisé par plusieurs économistes afin d'évaluer la contrôlabilité de l'agrégat monétaire est l'examen de l'association statistique entre l'objectif intermédiaire et l'objectif opérationnel (Bouhgrara, 2002 ; OuldRaghani, 2009). Nous recourons dans l'analyse



de cette propriété, à l'examen de la corrélation et de la causalité entre l'agrégat monétaire et la base monétaire. Cette base de monnaie est considérée comme l'instrument politique et l'objectif opérationnel de la politique monétaire tunisienne. Lorsque la corrélation est forte, nous pouvons affirmer par voie de conséquence que l'agrégat monétaire est contrôlable par ses mouvements qui sont étroitement liés à des changements similaires dans l'instrument politique (Boughrara, 2002 et 2003).

La corrélation entre deux variables met en évidence un lien entre elles. En effet, il est établi que la corrélation ne signifie pas la causalité. Le fait que deux variables sont corrélées montre simplement qu'elles covarient, c'est-à-dire que les changements de valeurs de l'une sont associés, de manière significative, aux changements de valeurs de l'autre. La qualité de la corrélation entre deux variables peut être mesurée par un coefficient de corrélation. Il s'agit d'un coefficient qui permet de déterminer l'existence ou non d'une relation entre les deux variables et l'intensité de cette relation.

Nous pouvons calculer les coefficients de corrélation entre l'agrégat monétaire M3 ( $m$ ) et la base monétaire ( $b$ )<sup>2</sup> d'une part, et entre  $m$  et le taux d'intérêt ( $R$ ) d'autre part, afin de vérifier la relation entre ces variables. En général, le coefficient de corrélation est compris entre -1 et 1. Plus il s'éloigne de 0, plus la corrélation est meilleure.

Durant la période de l'étude qui s'étale de 2000 T1 à 2011 T3, les résultats montrent qu'il existe une forte corrélation entre  $m$  et  $b$ . Le signe positif du coefficient (0.993) confirme la prédiction théorique de la relation entre l'agrégat monétaire et la monnaie de base. Nous nous appliquons aussi à percevoir la corrélation entre l'agrégat monétaire et le taux d'intérêt considéré comme instrument de la politique monétaire. Le coefficient de corrélation entre ces deux variables (-0.728) montre une corrélation, qui n'est pas très forte. Le signe négatif du coefficient corrobore aussi la théorie et la relation inverse entre les taux d'intérêt et la masse monétaire puisque l'augmentation du taux d'intérêt est associée à une politique monétaire restrictive.

Selon les études de Boughrara (2002 et 2003), la non stationnarité des variables est prise en compte pour aborder la question de la contrôlabilité en recourant à la théorie de cointégration et à la modélisation à correction d'erreurs. Par conséquent, si l'agrégat monétaire retenu et la base monétaire sont cointégrés, une relation de long terme doit exister et l'agrégat intermédiaire sera considéré contrôlable à long terme. La dynamique à court terme peut être étudiée par l'estimation d'un MCE. Les résultats montrent l'absence d'une relation de cointégration entre l'agrégat monétaire M3 et la monnaie de base. Ces résultats confirment l'absence d'une relation à long terme entre ces deux variables.

Nous abordons maintenant la causalité entre l'agrégat monétaire M3, la monnaie de base et le taux d'intérêt afin de déterminer le sens de causalité. Granger (1969) a introduit une notion de non causalité qui repose sur les propriétés de prévision du modèle. La causalité de Granger est une technique utilisée pour déterminer si une variable est utile pour la prévision de l'autre. Nous utilisons cette technique, pour déterminer si la relation entre le taux d'intérêt, la base monétaire et l'agrégat ciblé, représente une relation de prévision. Selon Granger (1969), la variable  $X_t$  est la cause de  $W_t$ , si la prédictibilité de  $W_t$  est améliorée lorsque l'information relative à  $X_t$  est incorporée dans l'analyse.

Le tableau 3 présente les résultats des différents tests de causalité entre les trois variables. Rappelons-nous que l'hypothèse nulle de non causalité est acceptée lorsque la probabilité est supérieure à 5 %. D'après ces résultats<sup>3</sup>, nous notons la présence de l'effet causal du taux d'intérêt sur la base monétaire et l'absence d'une causalité entre la base monétaire et M3. Par conséquent, le contrôle de la base monétaire ne peut produire des résultats satisfaisants à cause de l'absence d'une relation causale entre elle et l'agrégat monétaire. Conformément à l'étude de Boughrara et Smida (2004), nos propres tests de causalité montrent, qu'au sens de Granger, ce sont les variations de l'agrégat de monnaie qui causent le TMM, et non l'inverse.

**Tableau 3 – Tests de causalité de Granger entre l'agrégat monétaire M3, la base monétaire et le taux d'intérêt**

Hypothèse nulle	F-statistique	Probabilité
$\Delta b$ does not Granger cause $\Delta m$	2.39160	0.1295
$\Delta m$ does not Granger cause $\Delta b$	1.03438	0.3150
$\Delta R$ does not Granger cause $\Delta m$	1.47159	0.2319
$\Delta m$ does not Granger cause $\Delta R$	9.92836	0.0030*
$\Delta R$ does not Granger cause $\Delta b$	4.44525	0.0410*
$\Delta b$ does not Granger cause $\Delta R$	0.29214	0.5917

\*rejet de l'hypothèse nulle au seuil de 5 %

Source des données : calculs effectués par l'auteur à partir des données de la BCT et de l'INS

Il nous paraît, en conséquence, que l'agrégat monétaire en Tunisie n'est pas très contrôlable par les autorités monétaires en utilisant la base monétaire comme objectif opérationnel lors de la conduite de leur politique. Même le taux d'intérêt utilisé comme instrument principal ne présente pas des résultats satisfaisants puisqu'il ne révèle ni une forte corrélation, ni une causalité avec M3.

## 5. Evaluation du contenu en information des agrégats monétaires en Tunisie

Le contenu en information d'un agrégat monétaire est généralement analysé en étudiant son pouvoir de prévision de l'activité économique et des prix. De ce fait, nous considérons le vecteur  $X_t$  constitué par les variables suivantes : l'inflation  $\pi_t$ , mesurée dans cette étude par le logarithme de l'IPC, le niveau de l'activité économique  $y_t$  mesuré par le logarithme du PIB réel, le taux d'intérêt  $R_t$  mesuré par le TMM et l'agrégat monétaire  $m_t$  mesuré par le logarithme de l'agrégat monétaire M3. En nous référant à Bordes et Marimoutou (2000), notre procédure économétrique consiste à tester l'existence d'une ou de plusieurs relations de cointégration entre ces variables. Dans le cas où l'hypothèse précédente ne peut être rejetée, nous recourons à un VAR représentant une description des ajustements de court terme des différentes variables.

Le recours à un modèle VAR permet dans un premier temps d'envisager

<sup>2</sup>Les variables  $m$  et  $b$  sont mesurées en logarithme.

<sup>3</sup>Le nombre de retards dans ces tests est fixé à 2 et il a été déterminé par les critères AIC et FPE.

l'ensemble des liens de causalité entre les différentes variables et les agrégats monétaires. Dans un second temps, d'après Moyal et Massant(2000), cette modélisation permet de bien analyser le contenu en information des agrégats monétaires, et ce à travers la décomposition de la variance de l'erreur de prévision. Plus précisément, le contenu en information de l'agrégat de monnaie est mesuré par les pourcentages des variances de l'inflation et de l'activité économique qui peuvent être imputés à sa volatilité.

Nous commençons l'étude du contenu en information des agrégats monétaires par chercher des relations de cointégration. Durant la période de l'étude qui s'étale de 2000 T1 à 2011 T3, les tests de  $\lambda - max$  offrent l'absence d'une relation de cointégration. Nous recourons, par conséquent à une estimation d'un VAR afin d'envisager l'ensemble des liens de causalité entre les variables du système qui ont tous présenté une stationnarité en différence première.

Nous présentons, dans le tableau 4, les principaux résultats des tests de causalité de Granger. Les résultats<sup>4</sup> obtenus montrent que le TMM a une influence significative sur le niveau des prix. Il présente aussi un effet significatif sur le PIB. L'agrégat monétaire M3 explique significativement le taux d'intérêt. Le PIB réel a une influence remarquable sur l'agrégat monétaire mais aucun effet de *feedback* ne semble intervenir.

**Tableau 4 – Tests de causalité de Granger**

$\curvearrowright$	$\pi$	$y$	$R$	$m$
$\pi$		0.481	0.538	0.287
$y$	0.687		0.148	0.048*
$R$	0.009*	0.042*		0.231
$m$	0.9008	0.923	0.003*	

\*rejet de l'hypothèse nulle au seuil de 5 %

Source des données : calculs effectués par l'auteur à partir des données de la BCT et de l'INS

L'analyse du contenu en information de M3 en Tunisie est complétée par une décomposition des variances des erreurs de prévision telle que présentée dans le tableau 5. Nous pouvons à travers cette décomposition de la variance des erreurs de prévision, évaluer les performances respectives de M3 comme indicateur de la politique monétaire tunisienne. Le tableau 5 fait apparaître les différentes sources de fluctuations pour chacune des variables du modèle. La décomposition de la variance de l'agrégat monétaire révèle que l'effet d'un choc sur ses propres innovations est très déterminant pour lui. En effet, plus de 80 % de la variance de l'erreur de prévision de M3 est expliquée par ses propres innovations pour toute la période étudiée. Les résultats montrent que la variance de l'agrégat monétaire est expliquée par moins de 3.5 % et de 5 % respectivement par un choc sur le taux d'intérêt et un autre sur le PIB pour toute la période de l'étude.

À court terme, sur un horizon d'un trimestre, plus de 92.92 % de l'erreur de prévision du PIB est expliquée par ses propres innovations. À long terme, les pourcentages sont supérieurs à 75 %. Un choc sur le taux d'intérêt, explique pour moins de 4.2 %, les fluctuations du PIB réel à long terme et n'y contribue pas à les expliquer à court terme. Un choc sur

M3 n'explique pas la variance du PIB à court terme. Toutefois, il peut expliquer les fluctuations du PIB réel à un horizon de 10 à 40 trimestres pour 12.08 %.

Concernant la décomposition de la variance de l'erreur de prévision de  $\pi$ , un choc sur l'agrégat monétaire n'explique pas la variance de l'inflation à court terme. À long terme, moins de 12.7 % de la variance de l'erreur de prévision de l'inflation est expliquée par un choc sur M3. Un choc sur le taux d'intérêt explique moins de 11 % de la variance du niveau des prix.

Enfin, la variance de l'erreur de prévision du taux d'intérêt est expliquée de plus de 94 % à court terme et de plus de 54 % à long terme, par ses propres innovations. Elle est expliquée à long terme entre 24 % et 25 % par un choc sur le PIB réel. Cependant, les chocs sur le PIB n'arrivent à expliquer que moins 1 % de la variance de l'erreur de prévision du taux d'intérêt sur un horizon d'un trimestre. L'agrégat monétaire contribue à expliquer les fluctuations du taux d'intérêt à 14.01 % à long terme. Un choc sur l'indice des prix explique la variance de l'erreur de prévision du TMM à moins de 7 %.

**Tableau 5 – Décomposition de la variance**

Horizon	Ecart type	$m$	$y$	$\pi$	$R$
<b><math>m</math></b>					
1	0.014	94.13	0.00	5.61	0.24
10	0.016	80.88	4.44	11.40	3.26
20	0.016	80.88	4.44	11.40	3.26
40	0.016	80.88	4.44	11.40	3.26
<b><math>y</math></b>					
1	0.015	0.00	92.92	7.07	0.00
10	0.018	12.07	75.40	8.40	4.10
20	0.018	12.08	75.40	8.40	4.11
40	0.018	12.08	75.40	8.40	4.11
<b><math>\pi</math></b>					
1	0.006	0.00	0.00	100.00	0.00
10	0.007	12.64	9.58	67.15	10.61
20	0.007	12.64	9.58	67.13	10.63
40	0.007	12.64	9.58	67.13	10.63
<b><math>R</math></b>					
1	0.218	0.00	0.65	4.82	94.52
10	0.302	14.00	24.45	6.67	54.85
20	0.302	14.01	24.46	6.67	54.84
40	0.302	14.01	24.46	6.67	54.84

Source des données : calculs effectués par l'auteur à partir des données de la BCT et de l'INS

Il nous paraît, à partir de l'analyse du contenu en information, que le choix de l'agrégat monétaire M3 comme indicateur dans la conduite de la politique monétaire de la Tunisie ne semble pas être bien justifié puisque son évolution explique moins de 13 % de la variance des erreurs de prévisions de l'inflation et du PIB.

<sup>4</sup>D'après les tests AIC et FPE, le nombre de retards dans ce modèle estimé est égal à 2.

## 6. Conclusion et recommandations

La stratégie la plus utilisée par les banques centrales pour plusieurs années est l'ancrage monétaire. Toutefois, cette stratégie n'est efficace que si l'objectif intermédiaire, à savoir l'agrégat monétaire, remplit quelques conditions et vérifie quelques propriétés. L'analyse des expériences nationales peut fournir des renseignements intéressants sur les trois propriétés que doivent posséder les agrégats pour assurer la préservation des prix en termes de stabilité, de contrôlabilité et du contenu en information.

Lors d'un examen de l'expérience tunisienne au cours de la période s'étalant de 2000 T1 à 2011 T3, nous remarquons que la fonction de demande de monnaie au sens de M3 montre une certaine instabilité. Elle présente quatre points de ruptures. Cela confirme les résultats trouvés par plusieurs économistes sur l'étude de la stabilité de fonction de demande de monnaie durant diverses périodes (Najeh et Kria, 1991 ; Zouari, 1991 ; Najeh, 1996 ; Boughrara, 2002 et 2003).

En ce qui concerne la contrôlabilité des agrégats de monnaie en Tunisie, et malgré que les coefficients de corrélation aient présenté des résultats satisfaisants, la causalité entre l'objectif intermédiaire, l'objectif opérationnel et l'instrument politique, n'a pas révélé une contrôlabilité notable par les autorités monétaires. Concernant l'examen de l'importance du contenu en information de M3, les résultats ont montré que cet agrégat explique une faible valeur de la variance de l'erreur de prévision de l'objectif final. Par conséquent, il serait intéressant pour les autorités monétaires tunisiennes de délaisser la politique d'ancrage monétaire et de chercher une stratégie alternative qui assure la stabilité des prix et la croissance économique surtout après la révolution. Toutefois, malgré la défaillance de l'agrégat monétaire comme cible intermédiaire, il pourrait être une variable d'information pour la politique monétaire (Friedman Benjamin, 1996). Ainsi, dans le cadre de la politique de ciblage de l'inflation que la BCT vise à adopter, les autorités monétaires doivent suivre l'évolution des agrégats monétaires.

## REFERENCES

- Ajimi, A. (1995). Applicabilité d'une politique d'inspiration monétariste au contexte tunisien. *Revue Tunisienne d'Economie et de gestion*, 5 (14), 13-29.
- Akinlo, A. E. (2006). The stability of money demand in Nigeria: an autoregressive distributed lag approach. *Journal of Policy Modeling*, 28 (4), 445-452.
- Artus, P., Penot, A., et Pollin, J. P. (1999). Quelle règle monétaire pour la Banque Centrale Européenne ?. *Revue d'Economie Politique*, 109 (3), 310-374.
- Atkinson, P., Blundell-Wignall, A., Rondoni, M., et Ziegenschmidt, H. (1984). Efficacité des objectifs monétaires: stabilité de la demande de monnaie dans les grands pays de l'OCDE. *Revue Economique de l'OCDE*, (9), 161-194.
- Aubry, J. P., et Nott, L. (1999, Novembre). *La mesure de la monnaie de transaction dans un monde caractérisé par l'innovation financière*. Communication présentée au colloque de La monnaie, la politique monétaire et les mécanismes de transmission, Banque du Canada.
- Avouyi-Dovi, S., Diop, A., Fonteny, E. C., Gervais, E., Jacquinet, P., Mésonnier, J. S., et Sahuc, J. G. (2003). *Estimation d'une fonction de demande de monnaie pour la zone euro : une synthèse des résultats* (Bulletin de la Banque de France no11, p. 47-72).
- Ayari, C. (2013, Mai). Communication présentée au séminaire de clôture du projet de jumelage entre la Banque Centrale de Tunisie et la Banque de France, Mr. Le Gouverneur de la Banque Centrale, Tunisie.
- Bahmani-Oskooee, M., & Shin, S. (2002). Stability of the demand for money in Korea. *International Economic Journal*, 16 (2), 85-95.
- Bai, J., & Perron, P. (1998). Estimating and testing linear models with multiples structural changes. *Econometrica*, 66 (1), 47-78.
- Bai, J., & Perron, P. (2003). Computation and Analysis of Multiple Structural Change Models. *Journal of Applied Econometrics*, 18 (1), 1-22.
- Bordes, C., et Marimoutou, V. (2000). Les propriétés des agrégats monétaires stabilité et contenu en information – analyse du cas français (1978-1998) et enseignements pour la zone euro. Dans J. L. Gaffard, et M. Glais (dir.), *Monnaie, Croissance et Marchés – Essais en l'honneur de Jacques Le Bourva* (p.117-166). Paris : Economica.
- Bordes, C., Clerc, L., & Marimoutou, V. (2007). *Is there a structural break in equilibrium velocity in the euro area?* (Banque de France, notes d'études et de Recherche no165, p 1-34).
- Bordes, C., Mac Donald, G., et Driscoll, M. (1985). Le contenu en information des agrégats monétaires français. *Revue Economique*, 36 (6), 1169-1206.
- Boughrara, A. (2002, Octobre). *The monetary policy of the central bank of Tunisia : an assessment*. Communication présentée à la 9<sup>ème</sup> conférence de The Economic Research Forum (ERF), Emirats Arabes Unis, Sharjah.
- Boughrara, A. (2003, Juin). *On the conduct of monetary policy in Tunisia: strengths, weaknesses and operational guidelines*. Communication présentée au colloque du Financial Instability and Regulation in Europe, Birmingham, Royaume Uni.
- Boughrara, A., et Smida, M. (2004). La politique monétaire en Tunisie, les mots et les faits. *Revue Tunisienne d'Economie*, (12), 81-104.
- Campos, J., Ericsson, N. R., & Hendry, D. F. (2005). General-to-specific Modeling: An Overview and Selected Bibliography, Board of Governors of the Federal Reserve System, paper #838.
- Choudhry, T. (2002). Financial innovations and demand for united states M1 and M2 components. *International Economic Journal*, 16 (1), 73-93.
- Coppin, A. (1991). The role for openness in the demand for money: evidence from Barbados. *North American Review of Economics and Finance*, 2 (2), 167-172.
- Creel, J., et Sterdyniak, H. (1999). La politique monétaire sans monnaie. *Revue de l'OFCE*, (70), 111-153.
- Dagher, J., & Kovanen, A. (2011). On the stability of money demand in Ghana : A bound testing approach, International Monetary Funds, paper #11/273.
- Darrat, A. F., & Al-Sowaidi, S. 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 (3), 124-131.
- Estrella, A., & Mishkin, F. S. (1997). Is there a role for monetary aggregates in the conduct of monetary policy?. *Journal of Monetary Economics*, 40 (2), 279-304.
- Friedman Benjamin, M., & Kuttner, K. N. (1992). Money, income, prices and interest rates. *The American Economic Review*, 82 (3), 472-492.
- Friedman Benjamin, M. (1996). The rise and fall of money growth targets as guidelines for U.S. monetary policy, National Bureau of Economic, paper #5465.
- Ftiti, Z. (2010). *Politique de ciblage d'inflation- règles de conduite, efficacité, performance* (Thèse de doctorat inédite). Université Lumière Lyon 2.
- Granger, C. W. J. (1969). Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. *Econometrica*, 37 (3), 424-438.
- Hossain, A. A. (2010). Monetary targeting for price stability in Bangladesh: how stable is its money demand function and the linkage between money supply growth and inflation?. *Journal of Asian Economics*, 21 (6), 564-578.
- IzgiKogar, C. (1995). Cointegration test for money demand: the case for Turkey and Israel, The Central Bank of the Republic of Turkey. Research Department, paper #9514.
- Jaillet, P. (1998). Stratégies de politique monétaire : quelques enseignements du passé récent et pistes pour l'avenir. *Revue Economique*, 49 (3), 629-641.
- Lamberte, M. B. (1984). Controllability of various monetary aggregates. *Journal of Philippine Development*, 6 (2), 230-256.
- Martinez, L. (2010). Algérie : les illusions de la richesse pétrolière. Centre



- D'Etudes et de Recherches Internationales. Dans les études du CERI no 168.
- Mc Phail, K. (1999, Novembre). *L'utilité de la monnaie au sens large pour la conduite de la politique monétaire*. Communication présentée au colloque de La monnaie, la politique monétaire et les mécanismes de transmission, Banque du Canada.
- Mishkin, F. S. (2001). From monetary targeting to inflation targeting: lessons from industrialized countries, The World Bank. Financial sector strategy and policy. Policy Research, paper #2684.
- Mishkin, F. S. (2006). Monetary policy strategy: How did we get here?. *Panaeconomicus*, 53 (4), 359-388.
- Mishkin, F. S. (2013). The economics of money, banking and financial markets. Pearson new edition. The Business school edition (3<sup>rd</sup> edition).
- Moyal, S. L., et Massant, P. R. (2000). Les agrégats monétaires ont-ils toujours un rôle à jouer dans la conduite de la politique monétaire ? L'apport des indices monétaires de Divisia. *Economie Appliquée* (2), 91-116.
- Najeh, T. (1996). Monnaie, prix et revenu en Tunisie : cointégration et causalité. *Finance et Développement au Maghreb* (18), 76-81.
- Najeh, T., et Bouaziz, R. (1990). La politique monétaire à la lumière de la relation entre la masse et la base monétaire en Tunisie. *Finance et Développement au Maghreb* (10), 17-25.
- Najeh, T., & Kria, F. (1991). Déréglementation, demande de monnaie et politique monétaire en Tunisie. *Finance et Développement au Maghreb*(9), 20-31.
- Ndjokou, M. M. (2011). Monetary aggregates and price stability in the BEAC zone. *International Journal of Economics and Finance*, 3 (1), 116-123.
- OuldRaghani, M. L. (2009). *La politique monétaire en Mauritanie*. Banque Centrale de Mauritanie. Direction générale des études.
- Salin, P. (1991). Macroéconomie. Presses Universitaires de France. Paris.
- Sriram, S. S. (1999). Survey of literature on demand for money: theoretical and empirical work with special reference to Error-Correction Models, International Monetary Fund, paper #WP/99/64.
- Svensson, L. E. O. (1999). Price stability as a target for monetary policy: defining and maintaining price stability, National Bureau of Economic Research, paper # 7279).
- Treichel, V. (1997). Broad money demand and monetary policy in Tunisia, International Monetary Fund, paper #97/22.
- Van Den Noord, P., & André, C. (2007). Why has core inflation remained so muted in the face of the oil shock?. OECD Economics Department, paper #551.
- Vassilou, M. S. (2009). The A to Z of the Petroleum Industry. *Scarecrow Press*. Septembre, United Kingdom.
- Wu C.S., Lin J.L., Tiao G.C. & Cho D.D. (2005). Is money demand in Taiwan stable?. *Economic Modelling* 22 (2), 327-346.
- Zejly, A. (1990). Nouveau regard sur la demande de monnaie au Maroc de 1930 à 1985. *Annales d'économie et de statistiques* (18), 45-62.
- Zouari, A. (1991). Les mutations de la politique monétaire : évaluation et perspectives. Institut d'Economie Quantitative. Dans les cahiers de l'IEQ. Numéro spécial comportant les communications présentes au séminaire de l'IEQ sur les politiques macro-économiques. Tunis.