

Remerciements

Au terme de ce travail, j'aimerais bien exprimer mes profonds remerciements à mon tuteur Monsieur Moez LAJMI pour l'intérêt et l'effort particulier qu'il a déployé, pour sa disponibilité, ses conseils et ses encouragements permanents, et ce, durant toute la durée du stage final ainsi que durant l'élaboration de ce travail.

Je remercie également mon Directeur de mémoire Monsieur Ghazi BOULILA, qui n'a ménagé aucun effort pour m'apporter l'aide et le soutien nécessaire tout au long de la réalisation du mémoire.

Mes sincères reconnaissances vont à tous ceux qui, de près ou de loin, ont contribué à l'aboutissement de ce projet.

Sommaire

Introduction générale.....	1
Chapitre I : La demande de monnaie.....	4
Introduction	4
Section 1 : La monnaie	4
Section 2 : Les théories monétaires	7
Section 3 : Spécificités du contexte monétaire Tunisien.....	20
Conclusion.....	25
Chapitre II : Revue de littérature empirique sur la demande de monnaie	27
Introduction	27
Section 1 : Les études axées sur les pays en voie de développement.....	27
Section 2 : Les études basées sur les pays développés	44
Section 3 : Apport par rapport aux études antérieures sur la Tunisie.....	47
Conclusion.....	48
Chapitre III : Validation empirique	49
Introduction	49
Section 1 : Spécification du modèle et des données.....	49
Section 2 : La méthodologie empirique.....	51
Section 3 : Résultats empiriques.....	53
Section 4 : Tests de robustesse	63
Conclusion.....	77
Conclusion générale	79
Bibliographie	82
Annexes	87

Liste des Tableaux

Tableau 1: Test de racine unitaire avec point de rupture.....	56
Tableau 2: Test de racine unitaire de Zivot-Andrews	56
Tableau 3: Les tests de racine unitaire	57
Tableau 4: La statistique F et les relations de cointégration entre les variables.....	58
Tableau 5: Coefficients de long terme.....	59
Tableau 6: Coefficients de court terme et forme de cointégration	61
Tableau 7: Tests de validité du modèle de base	62
Tableau 8: Les coefficients de long terme de la fonction de demande de monnaie au sens de M3	64
Tableau 9: Les coefficients de long terme avec le taux des bons du Trésor	64
Tableau 10: Les coefficients de long terme avec le taux d'inflation et le TMM.....	65
Tableau 11: Les coefficients de long terme avec le taux d'inflation au lieu du TMM.....	66
Tableau 12: Les coefficients de long terme avec tcer au lieu du tcen	67
Tableau 13: Résultat du modèle ARDL avec variable indicatrice	69
Tableau 14: Tests de stabilité de Chow	70

Liste des Figures

Figure 1: Composition des différents agrégats monétaires	6
Figure 2: Évolution des différents agrégats monétaires et du PIB réel	53
Figure 3: La somme cumulée des résidus récursifs	71
Figure 4: La somme cumulée des carrés des résidus récursifs	72
Figure 5: Taille du secteur informel en Tunisie	73
Figure 6: Écart des encaisses réelles au sens de $m3^+$	75
Figure 7: Préviation en utilisant le modèle ARDL de base	76

Table des matières

Introduction générale.....	1
Chapitre I : La demande de monnaie.....	4
Introduction	4
Section 1 : La monnaie.....	4
1.1. Les fonctions de la monnaie.....	4
1.1.1. La monnaie, intermédiaire des échanges.....	4
1.1.2. La monnaie, unité de compte.....	4
1.1.3. La monnaie, réserve de valeur.....	5
1.2. La masse monétaire.....	5
1.3. Les agrégats de la masse monétaire.....	6
1.3.1. L'agrégat M1.....	6
1.3.2. L'agrégat M2.....	7
1.3.3. L'agrégat M3.....	7
1.3.4. L'agrégat M4.....	7
Section 2 : Les théories monétaires.....	7
2.1. La théorie quantitative de la monnaie (TQM).....	8
2.1.1. Principes et formulation	8
2.2. La théorie Keynésienne	11
2.2.1. La préférence pour la liquidité et le taux d'intérêt	11
2.2.2. La politique monétaire.....	13
2.3. Les théories post keynésiennes de demande de monnaie.....	14
2.3.1. La théorie de stock.....	14
2.3.1.1. La théorie du « Cash-in-advance ».....	15
2.3.2. La demande d'encaisses de précaution.....	16
2.3.3. Approche de la monnaie en tant qu'actif.....	16
2.3.4. Les approches basées sur la théorie du consommateur	18
2.3.4.1. Le monétarisme	19
Section 3 : Spécificités du contexte monétaire Tunisien.....	20
3.1. Historique et évolution de la politique monétaire tunisienne	21
3.2. Politique monétaire et politique de change	24
Conclusion.....	25
Chapitre II : Revue de littérature empirique sur la demande de monnaie	27
Introduction	27

Section 1 : Les études axées sur les pays en voie de développement.....	27
1.1. Les travaux utilisant les modèles VECM	27
1.1.1. Les travaux traitant le contexte tunisien	27
1.1.2. Les travaux traitant d'autres pays Africains	28
1.2. Les travaux utilisant le contexte de cointégration de Johansen.....	28
1.2.1. Les travaux traitant le contexte tunisien	28
1.2.2. Les travaux traitant d'autres pays Africains et Asiatiques	31
1.3. Les travaux utilisant l'approche de test de limites (ARDL).....	34
1.3.1. Les travaux traitant des pays Asiatiques et Africains autres que la Tunisie.....	34
1.3.2. Les études décomposant le revenu réel	40
1.3.2.1. Les travaux traitant le contexte Tunisien.....	40
1.3.2.2. Les travaux traitant d'autres pays.....	41
1.4. Les études utilisant les modèles non linéaires	44
Section 2 : Les études basées sur les pays développés	44
2.1. Les travaux utilisant les modèles VECM	44
2.2. Les études utilisant l'approche de test des limites (ARDL)	46
2.3. Les études utilisant des modèles non linéaires	47
Section 3 : Apport par rapport aux études antérieures sur la Tunisie.....	47
Conclusion.....	48
Chapitre III : Validation empirique	49
Introduction	49
Section 1 : Spécification du modèle et des données.....	49
Section 2 : La méthodologie empirique.....	51
Section 3 : Résultats empiriques.....	53
3.1. Faits stylisés	53
3.2. Intégration et analyses de cointégration	55
3.3. Les coefficients de long et de court terme	58
Section 4 : Tests de robustesse	63
4.1. Introduction d'autres variables	63
4.1.1. Variable expliquée.....	63
4.1.2. Variables explicatives.....	64
4.2. La prise en compte du changement structurel	67
4.3. Analyse de stabilité	70
4.4. Analyse de l'élasticité revenu.....	72

4.5. Demande de monnaie et écart d'encaisses réelles	74
4.6. Prévision.....	76
Conclusion.....	77
Conclusion générale	79
Bibliographie.....	82
Annexes.....	87

Introduction générale

Grâce aux progrès réalisés au niveau de la littérature économétrique, il est intéressant de revisiter la littérature économique ancienne voire même traditionnelle, et la demande de monnaie n'y fait pas exception. Cette partie de la littérature économique a reçue, peut-être, le plus d'attention. En effet, beaucoup d'attention que la majorité des pays ont leurs propres littératures.

Un sujet commun à la plupart des études est la vérification de la stabilité de la demande de monnaie. Si cette stabilité est atteinte et prouvée alors les chercheurs se mettent à recommander la poursuite d'une politique d'ancrage monétaire afin d'assurer la stabilité des prix. Cependant, la relation entre l'objectif de stabilité des prix et de l'agrégat monétaire n'est pas très simple à identifier et à définir. En plus, il n'est pas évident, compte tenu des innovations financières, de définir assurément l'agrégat de monnaie qui sera utilisé pour un tel ciblage. D'ailleurs, la Tunisie a abandonné le ciblage des agrégats monétaires en faveur d'une stratégie basée sur un cadre d'analyse du ciblage d'inflation (adopté par la plupart des pays industrialisés) depuis l'année 2010. Ainsi, la question qui se pose « pourquoi s'intéresse-t-on encore de la demande de monnaie ? ».

La réponse est simple. Défier l'orthodoxie est utile même s'il ne sert qu'à consolider nos croyances en elle-même. L'importance d'une demande de monnaie bien spécifiée à l'implantation d'une politique monétaire est largement admise dans la littérature. La demande de monnaie joue un rôle important dans l'analyse macro-économique, notamment en tant qu'élément de la formulation et de la transmission de la politique monétaire. La connaissance de la demande de monnaie est indispensable pour juger de l'efficacité et de l'orientation de la politique monétaire. En effet, une déthésaurisation massive peut faire échec à une politique restrictive et au contraire une thésaurisation accrue, correspondant à une volonté d'encaisses plus grande, peut compenser les inconvénients d'une politique d'expansion monétaire. La thésaurisation est ainsi l'élément moteur des équilibres ou déséquilibres monétaires dont il faut tenir compte dans les mesures de politique monétaire.

Dans le contexte des pays en voie de développement, tout déséquilibre dans la demande de monnaie (définie comme la différence entre les encaisses réelles et les encaisses d'équilibre de long terme) peut affecter l'efficacité de la politique de taux d'intérêt sur le long

terme à travers son impact sur l'écart de production (Output Gap) et/ou l'inflation. Ainsi, la demande de monnaie est assez importante dans ces pays suite à l'écart d'encaisses réelles (Real Money Gap) qui aide à prévoir les évolutions et les changements futurs au niveau de l'écart de production et/ou l'inflation.

Par ailleurs, un consensus entre les économistes est en train de se dessiner en faveur du point de vue qui stipule qu'il n'est pas judicieux de se concentrer exclusivement sur un seul instrument et totalement négliger une variable d'information d'importance majeure car aussi bien le taux d'intérêt que les agrégats monétaires importent dans la formulation des stratégies de conduite de politique monétaire. Ceci est valable si la principale variable politique des banques centrales est l'encaisse réelle, le taux d'intérêt officiel, ou le taux d'inflation.

Dans la mesure où l'écart de production est considéré comme un facteur clé au niveau de la détermination du taux d'intérêt officiel (comme le corrobore la règle de Taylor), alors l'écart d'encaisses réelles influence de façon indirecte le taux d'intérêt à travers son effet direct sur l'écart de production et/ou l'inflation. Un déséquilibre survenant sur le marché monétaire peut aggraver les pressions inflationnistes et élargir l'écart de production dans les pays en voie de développement. Le problème sera de grande envergure si ce déséquilibre persiste (masse monétaire excédentaire). D'où, une fonction de demande de monnaie stable est encore cruciale dans cette ère de ciblage d'inflation. En effet, il est nécessaire de suivre à côté du taux d'intérêt, les encaisses réelles dans le but d'évaluer avec précision comment la politique monétaire affecte l'économie. Par conséquent, les agrégats monétaires, bien qu'ils ne doivent pas être utilisés comme l'unique cible de politique monétaire, doivent figurer parmi des cibles intermédiaires supplémentaires au sein d'un régime où la principale ancre est un objectif d'inflation.

La stabilisation de l'inflation ainsi que l'écart de production est un objectif approprié que les pays en voie de développement ne peuvent atteindre que s'ils évitent de créer inutilement des déséquilibres sur le marché monétaire.

Par ailleurs, les politiques monétaires modernes ne se basent exclusivement pas sur un seul instrument et ignorent les autres. Elles utilisent des stratégies hybrides qui combinent plusieurs instruments ensemble. Celle-ci est la tendance de la Banque Centrale de Tunisie surtout avec la mise en place d'un projet de jumelage avec la Banque de France et celle de

Pologne. Ce projet a pour objet de rendre la politique monétaire tunisienne plus dynamique, proactive et « forward-looking ». Elle ne se base plus sur l'observation des écarts ou dérapages de l'inflation en temps réel et agir en postériori, mais, plutôt, prévoir ses évolutions futures et prendre les mesures correctives au moment de la prévision (à priori). Dans ce sillage, la masse monétaire ainsi que ces contreparties (notamment les crédits) constituent des indicateurs très importants voire utiles pour la conjoncture économique surtout à court terme. En effet, ils permettent de détecter les anomalies que les autres variables ou indicateurs ne captent pas. Il s'agit du miroir du secteur réel et un signal assez pertinent de la tendance future.

Le présent travail répond à la question suivante : « est ce que la monnaie est encore pertinente en tant qu'instrument de politique monétaire ? ». Il est organisé en trois chapitres. Le premier chapitre constitue un chapitre introductif qui résume les principales théories économiques traitant la demande de monnaie. Le deuxième chapitre présente une revue assez détaillée de la littérature empirique ancienne et récente sur le sujet de demande de monnaie. Le troisième chapitre renferme une application empirique sur le contexte tunisien.

Chapitre I : La demande de monnaie

Introduction

Une fonction de demande de monnaie stable constitue la pierre angulaire de conduite de la politique monétaire vu qu'elle permet aux changements au niveau des agrégats monétaires d'avoir des effets prévisibles sur la production, le taux d'intérêt et en définitive les prix. Grâce à son importance, un courant continu de littérature théorique et empirique a été mené sur la monnaie partout dans le monde au cours des dernières décennies. La majorité de ces travaux a été limitée aux pays industrialisés, surtout sur les Etats Unis et le Royaume Uni. Un nombre relativement faible d'études a été mené sur les pays en voie de développement, mais, ce flux croit au cours des années récentes. Cette tendance est principalement déclenchée par la préoccupation des banques centrales et des chercheurs dans le monde entier de l'impact de la migration vers des régimes de change flexibles ou flottant, la globalisation des marchés de capitaux, la libéralisation financière et l'innovation au sein des marchés locaux, et les événements spécifiques à chaque pays inhérent à la demande de monnaie.

Section 1 : La monnaie

La monnaie se définit par les fonctions qu'elle remplit.

1.1. Les fonctions de la monnaie

La monnaie remplit trois fonctions essentielles. Elle sert d'intermédiaire des échanges, d'unité de compte et de réserve de valeur.

1.1.1. La monnaie, intermédiaire des échanges

La monnaie permet l'acquisition de n'importe quel bien ou service, le paiement de n'importe quelle dette. Elle est admise partout, par tous et en toute circonstance. Lorsque la confiance est entière dans la monnaie, celle-ci permet de développer les relations économiques.

1.1.2. La monnaie, unité de compte

La monnaie est un instrument de mesure des valeurs. Grâce à elle, tous les biens et services ont un prix, cela signifie que leurs valeurs respectives peuvent être définies par référence à une même unité, et de ce fait, comparées entre elles facilement. Par la détermination de la valeur des biens, la monnaie permet d'additionner des quantités de biens

hétérogènes (pain, voitures, services, ...). En effet, en Europe, l'introduction de l'affichage obligatoire des prix en Euro s'est révélée utile pour les consommateurs dans la mesure où ils peuvent désormais comparer facilement les prix dans les différents pays de l'union qui ont rejoint le système.

1.1.3. La monnaie, réserve de valeur

Le possesseur de la monnaie a la faculté de la mettre en réserve et de la conserver plus ou moins longtemps. Elle est un moyen de conserver un pouvoir d'achat, c'est-à-dire de le transférer dans le temps. La monnaie permet également d'affronter le risque et l'incertitude.

Aux fonctions traditionnelles de la monnaie, s'ajoute à l'époque actuelle une autre fonction importante celle d'instrument de politique économique. En effet, afin d'influencer l'activité économique et d'améliorer certains de ses indicateurs, l'Etat et les autorités monétaires se servent de la monnaie pour atteindre les objectifs de la politique économique. Ainsi, en modifiant les taux d'intérêt, par exemple, l'Etat agit sur l'épargne et l'investissement. L'Etat peut également se servir de la monnaie (à travers sa création) pour financer son déficit budgétaire ou pour assurer plus de liquidités à l'économie.

1.2. La masse monétaire

La masse monétaire au sens étroit du terme est composée de l'ensemble des moyens de paiement sous forme de pièces de monnaie divisionnaire (ou pièces de monnaie en métal), fiduciaire (billets) et scripturale (dépôts à vue), émis ou gérés par les institutions de crédit.

La masse monétaire au sens large englobe les placements à vue (placement rémunéré ou non que l'on peut retirer à tout moment) et les placements à terme (placement rémunéré que l'on ne peut retirer qu'au terme de l'échéance) qui ne sont pas immédiatement utilisables comme moyen de paiement.

Ces placements ne peuvent donc remplir l'une des fonctions essentielles de la monnaie : la fonction de règlement. Mais, ces placements à liquidité inférieure peuvent être transformés rapidement en monnaie. On les qualifie traditionnellement de quasi monnaie.

Dès lors, la monnaie prend trois formes :

- la monnaie fiduciaire ;
- la monnaie scripturale ;

- la quasi monnaie.

La monnaie étant un instrument important de la politique économique, il est donc indispensable de mesurer le plus précisément possible ses composants, c'est-à-dire la masse des moyens de paiement utilisés par les agents.

1.3. Les agrégats de la masse monétaire

La Banque Centrale de Tunisie (BCT) ventile les moyens de paiement en différents agrégats (indicateurs statistiques) classés par ordre décroissant de liquidité en conservant le principe de l' « emboîtement ». Ceci dit que tout agrégat de niveau supérieur comprend l'agrégat immédiatement inférieur.

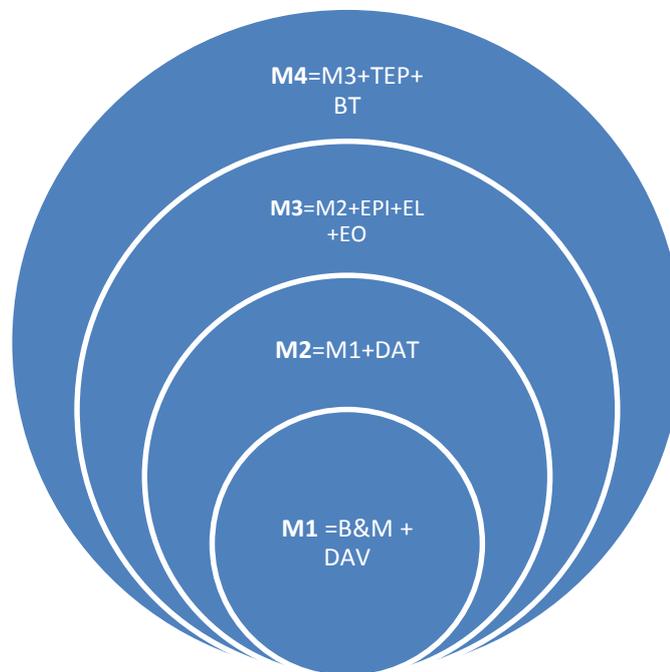


Figure 1: Composition des différents agrégats monétaires¹

1.3.1. L'agrégat M1

M1 comprend la monnaie fiduciaire (billets et monnaie) et les dépôts à vue :

$M1 = \text{pièces et billets de banque en circulation}^2 + \text{dépôts à vue}$

¹ Source : auteur

² Les billets et les pièces de monnaie détenus par le système bancaire ne sont pas considérés comme monnaie du fait qu'ils ne servent pas aux paiements et qu'ils soient déjà comptabilisés en tant que monnaie scripturale.

1.3.2. L'agrégat M2

M2 englobe M1 (emboîtement) et les placements à vue qui peuvent être utilisés moins directement (certains dépôts sur livrets d'épargne, par exemple) et de façon différée dans les transactions :

$$M2 = M1 + \text{placements à vue}$$

1.3.3. L'agrégat M3

M3 ajoute à M2 les placements à terme :

$$M3 - M2 = \text{Epargne logement} + \text{Epargne projets et investissements} + \text{Emprunts obligataires}$$

1.3.4. L'agrégat M4

L'agrégat M4 comprend en plus de M3 différentes formes d'avoirs sur l'Etat (emprunt national, bons d'équipement et bons de trésor cessibles) et les titres de créance interentreprises, émis sur le marché monétaire (billets de trésorerie) :

$$M4 - M3 = \text{titres d'Etat auprès du public} + \text{billets de trésorerie}$$

Pour apprécier la liquidité de l'économie et pouvoir effectuer des comparaisons entre pays, on rapporte généralement les agrégats au PIB. On prend soin dans ce cas là de vérifier que les définitions sont similaires car excepté de M1, les définitions des autres agrégats varient d'un pays à l'autre et changent de temps à autre en fonction des structures économiques et financières de chaque pays ainsi que des choix de méthodes opérées par les banques centrales.

Section 2 : Les théories monétaires

A travers l'histoire des idées et de la pensée économiques, deux conceptions se sont succédées au sujet de la monnaie et du crédit. Une première conception est celle des théoriciens classiques et néoclassiques qui, dans un premier temps, analysent les phénomènes économiques sous leur seul aspect réel et considèrent la monnaie comme étant sans aucune influence sur l'économie. Dans un deuxième temps, ils introduisent la monnaie, mais ils continuent à la considérer comme « neutre » économiquement. Elle modifie l'apparence des phénomènes mais ne change rien à leur nature. Ceux-ci, qui se déroulent dans une économie monétaire, sont ceux-là même qui caractérisent une économie sans monnaie. La monnaie est donc neutre, c'est un simple voile qui masque la réalité.

La monnaie est donc réduite dans cette première conception à une fonction d'intermédiaire des échanges.

La deuxième conception est totalement différente. En effet, des rénovateurs considèrent que dès qu'il y a monétarisation de l'économie, tous les phénomènes se transforment profondément et non leur apparence seulement. Ces auteurs rejettent l'analyse en deux temps (réelle ensuite monétaire)³ de leurs prédécesseurs et considèrent, d'une part, que le caractère monétaire des processus doit être pris en considération dès le début de l'analyse et d'autre part que les phénomènes diffèrent selon qu'ils se déroulent dans une économie monétaire ou dans une économie sans monnaie.

Dans cette conception, la monnaie agit sur l'économie réelle comme en témoigne son influence sur l'activité économique autour des années 30.

J. M. Keynes, de son côté, dans la théorie générale, ne sépare pas économie réelle et économie monétaire. Il théorise une économie monétaire de production, c'est-à-dire une économie où les entrepreneurs, grâce aux crédits, transforment de la monnaie en marchandises en cherchant à récupérer davantage de monnaie.

2.1. La théorie quantitative de la monnaie (TQM)

La TQM est inspirée des travaux de David Hume. Elle a été formulée par Fisher en 1911, et reformulée par Marshall et Pigou. Elle est basée sur une identité comptable. En effet, lors de Toute transaction qui met en relation un acheteur et un vendeur (à chaque vente correspond un achat) le montant des ventes égalise celui des achats pour l'ensemble de l'économie. Les raisons les plus impérieuses au niveau de l'utilisation de la TQM sont d'ordre empirique (Ireland (2015)).

2.1.1. Principes et formulation

La théorie quantitative insiste sur le principe selon lequel l'offre de la monnaie n'affecte pas les variables réelles telles que le PIB réel ou le chômage mais uniquement le niveau des prix. Fisher a donné une formulation de cette théorie par l'équation suivante (l'équation de la théorie quantitative) :

$$MV = PT$$

M : la quantité de monnaie en circulation.

³ L'analyse est dite dans ce cas analyse dichotomique en ce qu'elle sépare le raisonnement en deux parties.

V : le nombre moyen d'utilisations de chaque unité monétaire en circulation ou encore la vitesse de circulation de la monnaie.

P : le prix moyen des biens et services.

T : le volume de la production.

L'équation de Fisher s'écrit également de la façon suivante :

$$M.V + M'.V' = PT$$

Où :

M : représente les pièces de monnaie et les billets de banques (monnaie fiduciaire)

M' : représente les dépôts bancaires (monnaie scripturale)

V : représente la vitesse de circulation des pièces de monnaie et des billets de banque

V' : représente la vitesse de circulation des dépôts bancaires

En fait, la notion de demande de monnaie est apparue pour la première fois avec les travaux de l'école de Cambridge et plus précisément avec Marshall. Selon les partisans de cette école, les agents exhibent une demande de monnaie (M) qui est fonction du total des ressources (Y : revenu réel). Avec P le niveau des prix, l'équation de Fisher est reformulée de la manière suivante :

$$M = k P Y$$

Où k est le facteur de proportionnalité.

Même si cette équation paraît différente de celle de FISHER, elle peut être mise sous une forme équivalente. En effet,

$$M / k = P Y$$

Et (1/K) et Y correspondent respectivement à V et T dans l'équation de FISHER.

Le motif de détention de la monnaie mis en relief dans ce contexte est un motif transactionnel. Contrairement à la formulation de Fisher qui est de nature macroéconomique, la formule de Marshall s'intègre dans une optique de comportements individuels. En effet,

elle examine les raisons de détention des encaisses par les agents économiques. L'argument souvent avancé pour la détention de monnaie est l'absence de synchronisation entre les recettes et les dépenses, et l'incertitude inhérente à certaines dépenses futures imprévues et certaines recettes futures dont la valeur n'est pas garantie.

Lorsque les agents appréhendent un changement de leurs encaisses réelles (M/P), qui peut être issu d'une hausse de M ou d'une baisse de P , ils cherchent à déterminer le niveau requis (facteur k) en altérant leur demande de biens. Par suite, en écrivant $M/P = k Y$, les partisans de l'équation de Cambridge considèrent la demande de monnaie comme fonction ayant une élasticité prix égale à l'unité (ce qui revient à considérer une demande de monnaie proportionnelle aux niveaux des prix).

Partant de l'hypothèse que la production est de plein emploi et que la vitesse de circulation de la monnaie V est constante, les quantitativistes considèrent alors que tout accroissement de M n'entraîne qu'un accroissement de P puisque les autres paramètres, T et V ne seront pas sensibles à l'augmentation de M . En effet, T est déjà celui du plein emploi et V dépend des habitudes de paiement⁴. On peut illustrer ce raisonnement par la série d'équations qui découle de celle de Fisher :

$$\begin{aligned}\Delta M.V + M.\Delta V &= \Delta P.T + P.\Delta T \\ MV (\Delta M / M + \Delta V / V) &= PT (\Delta P / P + \Delta T / T) \\ \Delta M / M + \Delta V / V &= \Delta P / P + \Delta T / T\end{aligned}$$

En tenant compte du fait que ni T ni V ne vont connaître de modification lorsque l'on est en plein emploi et que les habitudes de paiements sont stables, on obtient :

$$\Delta P / P = \Delta M / M$$

Ainsi, l'accroissement de la masse monétaire s'accompagne d'un accroissement de prix au même taux que celui de la monnaie.

L'effet sera différent si l'augmentation de la masse monétaire accompagne un accroissement de la production. En effet, si la production augmente, ce qui signifie que l'on n'était pas en plein emploi ou que des facteurs économiques ont fait modifier l'équilibre de plein emploi, alors l'accroissement de la masse monétaire n'agit pas sur le niveau des prix, il

⁴ Par exemple, dans certains pays les salaires sont payés à la semaine alors que dans d'autres pays l'habitude est de les payer au mois. La même unité monétaire dans les premiers sert à effectuer environ quatre paiements de salaires pendant le mois alors que dans les seconds elle ne sert qu'une seule fois pendant la même période.

sera compensé par l'augmentation de T . Il en ressort que la monnaie est neutre et qu'elle n'est pas à l'origine de l'augmentation de la production. Elle est indépendante de la sphère réelle.

2.2. La théorie Keynésienne

Après la crise de 1929, la théorie keynésienne fait une critique importante à l'approche quantitativiste et de sa thèse de neutralité de la monnaie. Pour J. M. Keynes, la monnaie agit sur la production via son action sur le taux d'intérêt.

L'analyse monétaire de J. M. Keynes (1936) s'articule autour de deux grandes idées :

- Définir une demande de monnaie pour elle-même au-delà de son rôle d'intermédiaire des échanges. Cette démarche est influencée aussi bien par le taux d'intérêt que par les prévisions des agents ;

- Etablir une relation étroite entre le taux d'intérêt conçu comme une variable monétaire (prix de la renonciation à la liquidité), le volume de monnaie en circulation et le niveau du revenu.

Dès lors, les niveaux de production et d'emploi deviennent fonction de variables monétaires.

Les principaux éléments de l'analyse monétaire sont la préférence pour la liquidité, le taux d'intérêt et la politique monétaire.

2.2.1. La préférence pour la liquidité et le taux d'intérêt

Dans la théorie quantitative, la monnaie ne pourrait jamais être demandée en tant que telle, mais seulement pour acquérir d'autres biens. Elle ne pouvait être donc qu'un simple intermédiaire des échanges, bref un voile.

Cette analyse est rejetée par J. M. Keynes qui considère que la demande de monnaie dépend de trois motifs : motif de transaction, motif de précaution et motif de spéculation. La masse monétaire se décomposera donc en une première catégorie liée à des motifs de transaction et de précaution et une deuxième catégorie correspondant au motif de spéculation.

Le motif de transaction est lié aux encaisses nécessaires aux agents pour réaliser leurs transactions. Selon ce motif, la monnaie est détenue pour faire face au décalage temporel entre encaissement et décaissement de revenu. En d'autres termes, il correspond à la détention de monnaie devenue indispensable suite à l'avènement d'un intervalle de temps entre le

moment où les agents perçoivent leur revenu et celui où ils le dépensent. Dans le cas des entreprises, la monnaie est détenue dans le but de saturer l'intervalle de temps séparant les dépenses encourues lors du processus de production et les recettes. Il est à signaler que la demande de monnaie sous l'égide de l'école de Cambridge est fondue principalement sur ce motif.

La fonction d'encaisse de transaction s'écrit sous la forme suivante :

$$ET = L1 (Y) \text{ avec } L1' (Y) > 0$$

Où Y est le revenu ou produit national.

Le motif de précaution fait référence au besoin des agents économiques de se couvrir contre les événements inopinés (décaissements imprévus), de prendre profit en cas d'apparition d'opportunités d'achat à prix intéressant ou de conserver un avoir en valeur nominale inaltérable pour faire face à un engagement futur exprimé en monnaie. La demande d'encaisse pour un motif de précaution (EP) s'écrit sous la forme suivante :

$$EP = L1 (Y) \text{ avec } L1' (Y) > 0.$$

Où Y est le revenu ou produit national.

Le motif de spéculation pousse les agents à faire des arbitrages entre la monnaie et les titres. L'objectif sous-jacent étant la réalisation de plus-values. En effet, ce motif de détention s'intègre dans une optique de protection contre l'incertitude sur le taux d'intérêt. L'individu peut choisir de garder son épargne sous forme de monnaie qui représente un actif sans risque mais qui n'est pas rémunéré plutôt que placer ces avoirs en titres assortis d'un risque de perte. L'encaisse de spéculation (ES) s'écrit ainsi comme fonction décroissante des taux d'intérêt i .

$$ES = L2 (i) \text{ avec } L2'(i) < 0.$$

La demande de monnaie au titre du motif de spéculation est importante dans l'analyse monétaire keynésienne car la forme que prend l'épargne, placements ou liquidités, titres ou monnaie est déterminée par le niveau du taux d'intérêt.

En effet, si les agents prévoient que les taux d'intérêt sur les titres vont augmenter, ils conservent leur patrimoine sous forme de monnaie. Ainsi, ils peuvent placer lorsque les taux seront plus élevés et en profiter de l'augmentation de la rémunération des placements au lieu d'engager leurs avoirs à des taux dont ils prévoient le relèvement⁵. Si au contraire les agents

⁵ Les placements sont à terme et tout achat de titre implique que le titulaire va immobiliser ses avoirs en contrepartie de la rémunération convenue d'avance.

prévoient une baisse des taux d'intérêt, ils vont s'empresser de placer leur épargne et se débarrasser de la monnaie.

Pour établir la relation entre le taux d'intérêt et la quantité de monnaie détenue, il faut noter que les agents économiques formulent leurs anticipations sur le taux d'intérêt en fonction de son niveau. Si le taux d'intérêt est faible alors ils vont anticiper une augmentation est inversement. Plus le taux est faible et plus leur prévision d'une augmentation est forte et inversement plus le taux est élevé et moins grande est leur anticipation de son relèvement.

Ainsi, lorsque le taux d'intérêt est élevé, l'anticipation sera à la baisse et la demande de titres est élevée. La demande de monnaie sera donc faible et réciproquement.

Il existe donc une relation négative entre le taux d'intérêt et la monnaie détenue par les agents au titre de la spéculation.

Pour certains niveaux de taux d'intérêt peu élevés, il y aura donc une évansion de certaines quantités du circuit économique ce qui se traduit par un manque de moyens de financement des achats de bien d'investissements. Une insuffisance de la demande apparaît et le niveau de l'activité économique fléchit malgré le fait que la faiblesse du taux d'intérêt constitue une incitation à l'investissement.

Ainsi, Keynes ajoute un facteur additionnel au trois motifs précités. Il s'agit du degré de préférence pour la liquidité. Ce dernier est fonction du niveau de confiance que les agents économiques possèdent vis-à-vis l'avenir du système. Dans ce contexte, la détention de monnaie est un moyen de modérer l'inquiétude des agents face à un futur incertain. « La préférence pour la monnaie » est donc un indicateur permettant d'estimer le degré de confiance des agents dans l'évolution de l'économie. La fonction de demande de monnaie prend, ainsi, la forme suivante :

$$PL = L (Y, i) \text{ avec } L' (Y) > 0 \text{ et } L' (i) < 0$$

2.2.2. La politique monétaire

Si dans l'analyse keynésienne, l'accroissement de la masse monétaire peut en général stimuler la demande et donc appuyer une politique monétaire de plein emploi, et si des variations à la baisse des taux d'intérêt peuvent, dans un contexte favorable, stimuler l'activité, il n'en demeure pas moins que la politique monétaire peut être dans un certain nombre de cas de portée limitée voire inefficace.

Keynes l'explique lui-même de la façon suivante : « Si nous sommes tentés de voir dans la monnaie un élixir qui stimule l'activité du système, il faut se rappeler qu'il peut y avoir plusieurs obstacles. Alors, qu'on peut espérer que, toutes choses restant égales, un accroissement de la quantité de monnaie fasse baisser le taux d'intérêt, ceci ne se produira pas si les préférences du public pour la liquidité augmentent plus que la quantité de monnaie, alors qu'on peut espérer que, toutes choses restant égales, la baisse du taux d'intérêt fasse croître le flux d'investissement, ceci ne se produira pas si la courbe de l'efficacité marginale du capital baisse plus que le taux de l'intérêt ; alors en fin qu'on peut espérer que, toutes choses restant égales, une augmentation du flux d'investissement accroisse l'emploi, ceci ne se produira pas si la propension à consommer décline ».

2.3. Les théories post keynésiennes de demande de monnaie

Deux caractéristiques de la monnaie procurent le point de départ pour plusieurs de ces théories.

La fonction d'intermédiaire des échanges conduit aux modèles de transaction desquels les modèles de stock supposent que le niveau des transactions est connu et certain et les modèles de demande de monnaie pour des motifs de précaution qui traitent les encaisses nettes comme incertaines.

La fonction de réserve de valeur donne naissance aux modèles d'actif ou de portefeuille où la monnaie est traitée comme étant composante d'un portefeuille d'actifs.

Ainsi, les caractéristiques spécifiques de la monnaie mènent à la formulation de théories qui sont basées sur les motivations de sa détention. Il y a aussi d'autres théories qui ignorent totalement l'aspect motivationnel, mais, supposent au lieu de ça que les agents détiennent la monnaie, et analysent la demande de monnaie dans le contexte de la théorie générale des consommateurs.

2.3.1. La théorie de stock

Baumol (1952) et Tobin (1956) utilisent cette approche pour développer, dans un contexte déterministe, une théorie de la demande de monnaie dans laquelle la monnaie est essentiellement appréhendée comme un stock détenu pour des fins de transactions. Bien que les actifs financiers liquides autres que la monnaie offrent des rendements plus élevés, les coûts de transactions du passage entre la monnaie et ces actifs justifient la détention d'un tel stock. Ces modèles supposent la présence de deux réserves de valeur (la monnaie et un actif alternatif productif d'intérêt), un coût fixe inhérent à la réalisation de transferts entre la monnaie et l'actif alternatif, et des flux exogènes de recettes et de dépenses. Tous les

paiements sont effectués avec de la monnaie et toutes les informations utiles sont supposées être connues avec certitude.

Le problème du portefeuille des ménages, cependant, englobe l'équilibrage de deux facteurs : d'une part, les actifs productifs d'intérêts alors que la monnaie ne le fait pas ; d'autre part, la monnaie est requise pour faire des transactions à cause de l'absence de synchronisation entre les recettes et les dépenses. Les coûts de courtage peuvent être subis lorsque des actifs productifs d'intérêts doivent être vendus pour financer une transaction. Par conséquent, les avoirs élevés en monnaie aident à minimiser tels coûts de transactions, mais engendrent aussi plus de manque à gagner en intérêt.

La fréquence optimale de transactions, implique un équilibre entre l'accroissement des coûts de transaction et la baisse des coûts d'opportunité en intérêts. Les agents minimisent la somme des coûts de courtage et le coût d'opportunité de détention de la monnaie (le manque à gagner en intérêt). Ces modèles conduisent à la formule suivante $m^* = \sqrt{a_0 / 2r}$ selon laquelle la demande optimale pour les encaisses réelles (m^*) est proportionnelle aux coûts de transactions (a_0) et au revenu réel (y), et inversement proportionnelle au taux d'intérêt (r).

2.3.1.1. La théorie du « Cash-in-advance »

Une autre catégorie de modèles qui met en exergue le rôle transactionnel de la monnaie est les modèles de « paiement anticipé ». Il s'agit de modèles d'équilibre qui incorporent une contrainte spécifique qui consiste dans le fait que les achats d'une période donnée doivent être payés par une monnaie apportée depuis la période précédente (Díaz-Giménez et Kirkby, 2014). Ce type de restrictions est communément connu sous « la contrainte paiement d'avance » (du fait que les acheteurs ont besoin du cash en avance) ou « la contrainte de Clower⁶ » (porte le nom du chercheur qui l'a développée). Elle fournit une possibilité d'introduire la monnaie dans la fonction d'utilité et offre ainsi un outil analytique et simple pour examiner les raisons pour lesquelles les agents rationnels détiennent la monnaie.

Malgré qu'il existe différentes versions, en général, les modèles de paiement d'avance sont bâtis sur les cinq pierres angulaires suivantes :

- Il y a un grand nombre d'agents identiques qui formulent la fonction d'utilité par la consommation de biens ;
- Les agents ont certaines dotations qu'ils sont autorisés à échanger avec les autres agents en contre partie de la monnaie qui a été amenée au cours de la période précédente ;

⁶ Clower (1967).

- Le montant total des biens consommés et acquis ne doit pas excéder le montant total de monnaie. Ainsi, la monnaie disponible instaure un plafond pour les biens destinés à être consommés ;

- L'échange est effectué selon des règles strictes concernant le timing, le lieu, et l'intervalle d'échange ;

- A l'équilibre, le montant total de production est égal à la consommation et la demande de monnaie est exclusivement pour des motifs de transaction.

Cependant, il existe certains problèmes liés à ce dispositif théorique. D'abord, il ne parvient pas à fournir une explication convaincante de la raison pour laquelle les agents utilisent la monnaie. Bref, cette théorie ne permet pas d'offrir les fondements microéconomiques de la monnaie, ce qu'elle était supposée faire. Elle a aussi mis en place des contraintes sévères en termes de timing et d'intervalle de transactions vu qu'elle fixe une limite supérieure pour les achats durant une période donnée. Ceci conduit à une fonction de demande de monnaie faiblement sensible aux variations des taux d'intérêt.

2.3.2. La demande d'encaisses de précaution

La demande de monnaie de précaution provient du fait que les agents sont incertains quant aux paiements qu'ils veulent ou se voient obligés de faire. Dans ce contexte, plus l'individu détient de monnaie, moins vraisemblable qu'il subit les coûts du manque de liquidité (Telyukova et Visschers (2013)). Mais, plus il détient de la monnaie, plus il renonce aux intérêts. Par conséquent, l'individu optimise le montant des encaisses de précautions à détenir par une pondération prudente des coûts en intérêt et des avantages de ne pas être illiquide.

Les modèles de demande de monnaie de précaution sont développés par l'abolition de l'hypothèse sous-jacente aux modèles de stock qui stipule que les recettes et les dépenses sont connues avec certitude. Cependant, les distributions de probabilité des recettes et dépenses sont supposées être connues.

2.3.3. Approche de la monnaie en tant qu'actif

Plusieurs théories ont traité la monnaie en tant qu'actif par la mise en relief de sa fonction de réserve ou d'étalon de valeur. Ces modèles dits d'actif ou de portefeuille sont souvent associés à l'école de Yale qui étudie la demande de monnaie dans un contexte de choix de portefeuille. La demande de monnaie dans ce cadre est interprétée comme une partie intégrante d'un problème d'allocation de richesse au sein d'un portefeuille d'actifs qui comporte la monnaie avec chaque actif générant un mix de revenu explicite et des services

implicites (non pécuniaire). L'accent a été mis sur le risque et les rendements espérés des actifs. Pour la monnaie, le rendement pécuniaire comporte les services tels que la facilité de faire des transactions (comme le stipule les modèles de transactions), en plus de pourvoir la liquidité et la sécurité. Ces modèles ont été développés pour démontrer la relation entre les taux d'intérêt et la demande des encaisses réelles. Ils prennent également en compte l'importance de la richesse et la liquidité comme variables clés au niveau de la détermination de la demande de monnaie.

Tobin (1958) démontre que la théorie d'aversion au risque des individus fournit la base de la préférence pour la liquidité et d'une relation négative entre la demande de monnaie et le taux d'intérêt. En fait, la théorie d'aversion au risque est basée sur les principes de gestion de portefeuille. Dans ce contexte, les caractéristiques risque/rendement des différents actifs jumelées avec le goût de chaque individu déterminent la composition optimale du portefeuille qui est obtenue par la maximisation de l'utilité conformément aux opportunités disponibles.

Tobin (1958) suppose que l'individu détiendrait une partie de sa richesse sous forme de monnaie dans le portefeuille car le taux de rendement de la détention de la monnaie est plus certain que le taux de rendement de la détention des actifs productifs d'intérêts. Pour cette raison, il est plus risqué de détenir les autres actifs en comparaison avec détenir de la monnaie seulement. La différence en termes de risque provient du fait que les bons du Trésor et les actions sont soumis à la volatilité des prix sur le marché alors que la monnaie ne l'est pas. Toutefois, l'individu est prêt à prendre du risque car le rendement espéré des actifs alternatifs dépasse celui de la monnaie. Par conséquent, l'agent économique averse au risque voudra introduire de la monnaie dans le portefeuille de composition optimale.

Une autre catégorie de modèles appelés « modèles des générations imbriquées » met l'accent sur la fonction de réserve de valeur de la monnaie. Ces modèles ont été introduits par Samuelson (1947), puis développés par Wallace (1988). Il s'agit de modèles d'équilibre dynamique qui mettent l'accent sur les différentes perspectives de l'épargne des jeunes et des seniors. A titre indicatif, les agents sont supposés vivre deux périodes de telle façon qu'à tout moment la moitié de la population est jeune et l'autre moitié est constituée par des individus âgés, ce qui permet aux générations de chevaucher.

Dans ces modèles, la monnaie est considérée comme un actif, mais, sa fonction d'intermédiaire des échanges a été totalement négligée. La monnaie rend plutôt possible les transactions intergénérationnelles. Chaque agent reçoit dès sa naissance une certaine dotation de consommation de biens non durables qui ne peuvent pas être stockés pour être consommés

la période suivante. Cependant, cette dotation peut être échangée contre la monnaie qui peut être stockée entre les périodes. Au cours de chaque période, les jeunes échangent une partie de leurs dotations de consommation de bien contre l'argent des générations âgées, permettant ainsi aux générations séniors d'aplanir leur consommation sur les deux périodes. La vocation de la monnaie dans ce cadre permet l'échange intergénérationnel ce qui profite à toutes les parties. Ainsi, il semble que la monnaie joue un rôle d'intermédiaire des échanges dans ces modèles, mais c'est sa durabilité ou sa capacité d'agir en tant que réserve de valeur qui facilite le changement intertemporel des possibilités de consommation. D'où, ces modèles fournissent un outil de compréhension de la demande de monnaie en tant qu'actif plutôt que moyen d'échange. La critique majeure avancée à l'encontre de ces modèles est qu'ils n'arrivent pas à expliquer la tendance observée des agents à détenir la monnaie lorsqu'il y a d'autres actifs qui procurent des taux d'intérêt positifs.

2.3.4. Les approches basées sur la théorie du consommateur

La monnaie est étudiée sous l'égide de la théorie du consommateur (Friedman (1956) et Barnett (1980)), où les biens sont détenus car les individus en extraient l'utilité. Cette approche est souvent associée à l'école de Chicago qui considère que la demande de monnaie est une extension de la théorie de demande de n'importe quel bien durable. Dans la reformulation de la théorie quantitative de la monnaie, Friedman suggère que la demande des actifs doit être basée sur les axiomes du choix du consommateur. Il commence par la théorie générale de la demande en traitant la monnaie comme tout autre actif générant un flux de services et en utilisant une mesure générale de la richesse (humaine et non humaine) comme contrainte budgétaire.

Au lieu de se demander qu'est-ce qui pousse les individus à détenir de la monnaie comme l'a fait Keynes, Friedman suppose que les agents détiennent de la monnaie comme dans le contexte de la théorie quantitative et analyse le montant que ces agents désirent détenir sous diverses conditions. Une légère différence consiste dans le fait que la mesure utilisée par Friedman correspond à la monnaie au sens large alors que l'approche précédente fait référence à la monnaie au sens étroit. Il s'est rallié aux points de vue de l'approche post keynésienne de portefeuille où la monnaie se présente comme une partie intégrante des actifs financiers, mais ajoute que les actifs réels doivent également être inclus dans le portefeuille puisqu'ils génèrent un flux de services. Ainsi, Friedman a suggéré que l'introduction d'une large gamme de variables significatives décrivant le coût d'opportunité, y compris le taux d'inflation espéré (comme proxy du rendement des actifs réels), est théoriquement pertinente

au sein de la fonction de demande de monnaie. Il a aussi démontré que la richesse est un facteur déterminant de la demande de monnaie.

2.3.4.1. Le monétarisme

Le monétarisme avec son chef de file Milton Friedman est un courant libéral qui se veut comme une alternative à l'analyse keynésienne.

Le monétarisme prend ses racines dans l'approche quantitativiste de la monnaie. Ainsi, l'inflation, qui est au cœur de l'analyse monétariste, sera la conséquence d'une croissance de la masse monétaire plus importante que celle de la production. On ne peut augmenter l'activité économique par la création monétaire et au contraire pour éviter l'inflation, il faut opter pour une politique monétaire restrictive.

Les thèses monétaristes reçoivent leur lettre de noblesse vers la fin des années 60. L'apparition, à cette époque, d'un phénomène inattendu en l'occurrence la simultanéité de l'inflation et du chômage (ou stagflation) que la théorie keynésienne ne pouvait pas en rendre compte, semblait compatible avec les thèses monétaristes. Le FMI et l'OCDE ont suggéré depuis 1978 l'utilisation de la contrainte monétaire pour restaurer les équilibres économiques, mettant ainsi fin à la politique budgétaire qui régnait jusque-là.

Pour Friedman, la monnaie est un actif comme les autres actifs. Il ne le lui reconnaît aucune propriété spéciale sauf sa liquidité la plus élevée et son rendement le plus bas relativement aux autres actifs. En effet, il perçoit la monnaie selon les prérogatives de la théorie générale de la demande.

Selon Friedman (1956), le patrimoine d'un individu est composé de cinq paramètres :

- La monnaie qui se discrimine des autres formes d'actifs par sa valeur nominale figée;
- Les obligations représentant des actifs financiers non monétaires dont le prix est volatile ;
- Les actions consistant en des actifs financiers non monétaires dont le prix varie de façon différente par rapport aux obligations ;
- Le capital physique formé de biens meubles et immeubles ;
- Le capital humain lié aux compétences et expertise relatives à l'individu lui-même.

A la lumière de ce qui précède, un individu répartira les différentes composantes de son patrimoine selon :

- le niveau de sa richesse totale qui est étroitement lié à la quantité de monnaie détenue et au revenu ;
- ses anticipations quant aux rendements et aux prix des diverses composantes du patrimoine ;
- ses goûts et préférences.

Ainsi la fonction de demande de monnaie est formulée suivant l'équation suivante :

$$M / P = f(Y, r_m, r_a, r_o, \pi)$$

Où :

M/P est la demande d'encaisses réelles

Y est le *revenu permanent* égal à la valeur actualisée des revenus futurs anticipés de long terme

r_m : est le taux de rendement anticipé de la monnaie

r_o : est le taux de rendement anticipé des titres (surtout les obligations) autres que les actions

r_a : est le rendement anticipé des actions

π : est le taux d'inflation qui est considéré égal au rendement des actifs réels.

La fonction f est proportionnelle à Y et inversement proportionnelle par rapport aux autres variables.

Section 3 : Spécificités du contexte monétaire Tunisien

La demande de monnaie est le lien entre la politique monétaire et le reste de l'économie. Une fonction de demande de monnaie stable est une condition nécessaire pour une prévision pertinente de l'impact d'un changement donné au niveau de l'offre de monnaie sur les autres variables macroéconomiques (Sghaier et Abida, 2013). En effet, une politique monétaire basée sur le ciblage monétaire est conçue pour une période de long terme (3 à 5 ans), ce qui nécessite la stabilité de la demande de monnaie sur le long terme. Une telle

stabilité permet de mettre en œuvre une politique adéquate de l'offre de monnaie. En revanche, l'instabilité de la demande de monnaie rend la politique de ciblage monétaire inefficace, inadéquate et voire même invalide.

Les banques centrales dans la plupart des pays s'appuient sur les fonctions de demande de monnaie pour au moins deux raisons. Premièrement, elle les aide à identifier l'objectif de croissance à moyen terme de l'offre de monnaie ; deuxièmement, elle leur permet de manipuler les taux d'intérêt et la réserve de monnaie pour le but de contrôler la liquidité totale au sein de l'économie.

3.1. Historique et évolution de la politique monétaire tunisienne

Comme les autres pays du Maghreb (Algérie, Maroc, ...), la Tunisie a entrepris des réformes de son secteur financier dans le cadre d'un large programme d'ajustement macroéconomique et de réformes structurelles dès la fin de l'année 1986. Ce programme visait essentiellement à libéraliser les taux d'intérêt, améliorer la supervision bancaire et introduire plus d'instruments de politique monétaire basés sur le marché. Ces réformes sont venues juste après la survenance de la crise de la balance des paiements en 1986⁷. En conséquence, la Tunisie a signé avec le Fonds Monétaire International un accord stand-by en 1986 et a adopté une multitude de programmes de stabilisation et d'ajustement structurels.

Ainsi, dans le but d'encourager la finance directe à travers les marchés financiers et d'améliorer l'efficacité des instruments monétaires indirects, le gouvernement a introduit de nouveaux instruments financiers et les a rendus plus flexibles (il s'agit de bons du Trésor, certificats de dépôt et des papiers commerciaux ou lettre de change). Ces changements ont altéré la conduite de la politique monétaire.

En effet, Au cours des trois dernières décennies, La Tunisie a entrepris des réformes économiques qui ont permis d'accéder aux marchés de capitaux internationaux selon des termes favorables : un bilan de politique macroéconomique a été établi, le cadre prudentiel pour le secteur financier a été renforcé, le compte capital a été partiellement libéralisé, et la Banque Centrale de Tunisie a développé des instruments monétaires en ligne avec les meilleures pratiques internationales en la matière. Sur la base de ces acquis, les autorités espèrent renforcer l'intégration de la Tunisie dans l'économie mondiale et la BCT est entrain d'envisager un passage à un contexte de ciblage d'inflation sur le moyen terme (Ben-Salha et Jaidi, 2014).

⁷ En Tunisie, les déficits (budgétaire et courant) ont atteint des niveaux alarmants (plus de 7% du PIB) dans la période de pré-ajustement.

L'objectif déclaré de la politique monétaire mise en place par la BCT est de minimiser le taux d'inflation et stabiliser le taux de change effectif réel. L'agrégat monétaire M2 est considéré comme cible intermédiaire de politique monétaire depuis l'adoption des réformes de 1987. L'objectif intermédiaire de la BCT est de lier la croissance de l'offre de monnaie avec la croissance de l'activité économique. Le but étant de maintenir la croissance de l'agrégat monétaire M2 à 2% au-dessous du taux de croissance prévisionnel du PIB nominal. Cependant, la différence entre ces deux taux de croissance est en fluctuation continue et a rarement atteint le seuil de 2%, suite essentiellement à la survenance de changements structurels touchant l'activité économique. D'après Boughrara et al. (2008), l'instrument le plus important de contrôle monétaire de la part de la BCT consiste à l'injection ou le retrait de la monnaie centrale. La nature de l'intervention dépend de la différence entre le niveau ciblé et observé. Les interventions de la BCT sur le marché monétaire se sont intensifiées surtout en 1997, juste après la levée des restrictions imposées aux banques commerciales. Concernant la politique de taux de change, l'objectif était de stabiliser le taux de change effectif réel dans le but de maintenir la compétitivité extérieure de la Tunisie. La règle de taux de change réel constant suivie par la Tunisie durant les années 1990 a prouvé son efficacité puisqu'elle a permis de maintenir une position concurrentielle relativement à ses principaux partenaires commerciaux.

Pour atteindre son objectif intermédiaire, la BCT agit sur le montant de la liquidité. Jusqu'à 1996, ce montant était réglé selon les restrictions imposées aux banques commerciales. Ces banques sont, en fait, soumises aux contraintes telles que l'obligation de financer les secteurs prioritaires ainsi que la fixation des taux d'intérêt débiteurs.

Par ailleurs, depuis 1997, après la levée de ces restrictions, le principal instrument est devenu celui des interventions sur le marché monétaire. La BCT injecte ou éponge de la liquidité à travers les opérations de refinancement (les pensions et les appels d'offres). Ces instruments sont complétés avec les facilités permanentes et les opérations hebdomadaires peaufinées à la lumière des besoins des banques. En ce qui concerne les techniques de réserves obligatoires, elles n'ont pas été utilisées de façon active durant les deux dernières décennies. En Octobre 1989, le taux de réserves obligatoires a augmenté de 0 à 2%. Depuis cette date jusqu'au début des années 2000, les banques sont obligées de déposer dans des comptes non rémunérés, au niveau de la BCT, tous les dépôts payant un taux supérieur à une certaine limite fixée mensuellement par l'institution émettrice.

Depuis 1999, la BCT a modifié l'approche quantitative en ciblant M3 au lieu de M2. L'objectif ultime étant d'atteindre un objectif d'inflation proche de celui des pays partenaires et concurrents. En fait, 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 fin des années 99. 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. Néanmoins, en réalité, la formulation de la politique monétaire n'a pas vraiment changé et la BCT continue à jouer sur le niveau de liquidité bancaire par le biais de plusieurs opérations, notamment appel d'offres, prise en pension⁸ ainsi que les opérations affinées sur 7 jours. La technique de réserve obligatoire a été aussi réactivée et différenciée conformément à la durée des dépôts en 2002⁹.

En outre, conformément à l'article 33 de la loi bancaire de Mai 2006, le principal attribut de la politique monétaire consiste en la préservation de la stabilité des prix. Cet amendement a éliminé l'ambiguïté inhérente au fait si la stabilité locale du Dinar Tunisien est prioritaire par rapport à sa stabilité externe¹⁰.

L'amendement de la loi bancaire de Mai 2006 élimine également toutes les formes de financement monétaire. Ces changements ont conduit à deux caractéristiques clés du contexte de ciblage d'inflation. La BCT a l'intention d'adopter les taux d'intérêt en tant que cible opérationnelle de politique monétaire. En intérimaire, la politique monétaire a été ancrée à un programme monétaire (Chailloux et al. 2009) : la BCT dérive les cibles annuelles de M3 du programme financier du gouvernement, ainsi que les cibles mensuelles de M3 et de la croissance de la base monétaire. Finalement, elle calibre les opérations monétaires sur la base des prévisions de la liquidité, et vise à maintenir les taux d'intérêt interbancaires de court terme à l'intérieur d'une fourchette souhaitée.

⁸ La prise en pension de 3 mois des bons de trésor a été introduite en 2001.

⁹ Il est important de noter que la BCT continue d'augmenter le taux de la réserve obligatoire étant donné la situation d'excès de liquidité qui prévaut sur le marché monétaire d'après le rapport de la BCT en 2011.

¹⁰ L'article 33 énonce que l'objectif ultime de la politique monétaire est de préserver la valeur du dinar en réduisant le taux d'inflation à un niveau proche de celui observé dans les pays partenaires et concurrents.

3.2. Politique monétaire et politique de change

Concernant la politique de change, l'objectif est d'établir une politique monétaire prudente suivant la récession et les problèmes de la balance des paiements du milieu des années 1980, jumelés avec le début d'une ouverture et d'un processus de libéralisation de l'économie, ont poussé les autorités monétaires de cibler le taux de change réel (après avoir dévaluer le dinar).

Au cours de la dernière décennie, la politique monétaire en Tunisie a été mise en œuvre dans le cadre d'un régime de change de flottement dirigé où la BCT intervient sur le marché dans une optique de maintien d'une faible cadence de dépréciation du taux de change réel. Cette politique vise à ajuster périodiquement le taux de change nominal dans le but de soutenir la compétitivité de l'économie tunisienne. Cette approche a permis aux principaux secteurs exportateurs d'enregistrer de bonnes performances. Plus récemment (au début des années 2000), les autorités monétaires se montrent plus flexibles quant à l'application de cette règle en se basant sur un ensemble d'indicateurs pour bien mener leur politique de taux de change et pour renforcer la position concurrentielle des producteurs.

Il est vraisemblable que les autorités monétaires utilisent parfois le taux de change nominal pour corriger les chocs dans les prix domestiques. Une telle pratique peut engendrer une hyperinflation (une inflation extrêmement élevée échappant à tout contrôle, qui entraîne en général une forte récession économique). Cependant, la dépréciation du taux de change nominal peut mener à une augmentation des prix des produits étrangers (et/ou une révision à la hausse de l'inflation espérée inhérent aux prix des biens domestiques), ce qui peut alimenter les pressions inflationnistes.

Boughrara (2006) a souligné que, dans le cas tunisien, cette politique de taux de change a eu beaucoup de succès et est facilité par le fait que le tourisme est devenu d'une importance inédite, alors que la dépendance de l'agriculture a diminué considérablement. Il est à signaler que les opérations en capital en Tunisie sont encore soumises à de fortes restrictions, aussi bien pour les flux entrants que les flux sortants. En effet, des restrictions lourdes sur les entrées et les sorties de capitaux ont été maintenues, permettant aux autorités de poursuivre une politique monétaire indépendante, discrétionnaire et prudente. La BCT s'est focalisée sur la fixation d'un taux cible d'expansion des crédits à l'économie aux alentours du taux de croissance du PIB nominal, ce qui revient au ciblage de la croissance de la masse monétaire au sens large. Les contrôles des capitaux ont été utilisés pour s'assurer que

l'épargne nationale sera utilisée pour financer l'investissement domestique (plutôt que l'acquisition des actifs étrangers), et pour limiter le recours au financement extérieur sur le court terme.

Conclusion

Pour l'école classique, la monnaie a servi comme numéraire. La théorie quantitative de la monnaie fournit des perspectives importantes concernant le concept de demande de monnaie. En effet, l'approche de l'école de Cambridge souligne le fait que la demande de monnaie est une demande émanant du public pour des avoirs monétaires et énonce la relation formelle entre la demande des encaisses réelles et le revenu réel.

Par ailleurs, Keynes s'appuie sur l'approche de Cambridge et développe une théorie de demande de monnaie basée sur les motifs qui poussent les agents à détenir de la monnaie et introduit le taux d'intérêt comme variable explicative supplémentaire aidant à déterminer la demande pour les encaisses réelles.

Les économistes post keynésiens développent plusieurs modèles pour fournir une explication alternative servant à confirmer la formule liant les encaisses réelles au revenu réel et aux taux d'intérêt. La fonction d'intermédiaire des échanges de la monnaie a mené à la formulation de la théorie du stock qui a mis en exergue les coûts de transactions dans un contexte de certitude et à l'avènement des modèles de demande d'encaisses de précaution ayant introduit le concept d'incertitude dans les autres modèles de coûts de transactions. Les modèles de paiement anticipé ont illustré davantage la fonction d'intermédiaire des échanges. La fonction d'actif de la monnaie a amené à l'apparition de la théorie du portefeuille qui a estimé la demande de monnaie dans un cadre d'optimisation de portefeuille où la monnaie est détenue comme composante d'un portefeuille constitué de plusieurs actifs dont les rendements et les risques diffèrent. La théorie du consommateur a retenu les caractéristiques de l'approche de portefeuille mais a considéré la monnaie comme tout autre bien générant un flux de services et a examiné sa demande dans un contexte de maximisation d'utilité. Bref, tous ces modèles peuvent être trouvés dans trois contextes cloisonnés, à savoir les théories de demande de monnaie de transactions, d'actifs et du consommateur.

Il est à signaler que tandis que ces modèles ont étudié la demande de monnaie sous plusieurs angles, les résultats sont presque les mêmes. Dans tous les cas de figure, le stock optimal des encaisses réelles est inversement proportionnel au taux d'intérêt et proportionnel au revenu réel. Les différences proviennent, bien évidemment, des variables utilisées en tant

que variable d'échelle et de coût d'opportunité de détention de la monnaie. Les études empiriques de la demande de monnaie tiennent cette conclusion comme point de départ.

Chapitre II : Revue de littérature empirique sur la demande de monnaie

Introduction

Malgré le nombre important de travaux empiriques sur la demande de monnaie dans les pays en voie de développement durant les années passées, les études centrées sur le contexte Tunisien demeurent rares. Ces études ont été basées sur la théorie conventionnelle de demande de monnaie reliant le volume de la monnaie demandée à une variable d'échelle qui reflète le niveau des transactions dans l'économie (tel que le revenu réel) et une variable qui représente le coût d'opportunité de détention de la monnaie (tel que le taux d'intérêt ou le taux d'inflation).

Section 1 : Les études axées sur les pays en voie de développement

Leur nombre est relativement faible par rapport aux études axées sur les pays développés notamment en Europe et en Amérique du nord. Ils se décomposent en des études de panels représentant des comparaisons à l'échelle internationale de pays africains et asiatiques majoritairement et des études de séries temporelles dans un seul pays en voie de développement.

1.1. Les travaux utilisant les modèles VECM

1.1.1. Les travaux traitant le contexte tunisien

Simmons (1992) a examiné la demande de monnaie au sens étroit (M1) dans cinq pays africains (Congo, Côte d'ivoire, Iles Maurice, Maroc, et Tunisie) en utilisant un modèle à correction d'erreurs.

Sur la base des données annuelles couvrant la période 1962-1989, les résultats associés au contexte Tunisien montrent que la demande de monnaie, le revenu réel, le taux d'actualisation et le niveau des prix convergent vers une relation d'équilibre de long terme. L'auteur a aussi trouvé que seul le revenu réel joue un rôle statistiquement significatif dans l'explication de la demande réelle de monnaie au sens étroit dans le long terme pour le cas de la Tunisie. En effet, il trouve une élasticité du revenu de long terme égale à l'unité. Par ailleurs, le revenu réel et le taux d'inflation ont été appréhendés comme déterminants significatifs de la demande de monnaie dans le court terme, avec un signe négatif associé à l'effet de court terme de l'inflation. Ceci reflète un ajustement ou une tendance des encaisses réelles vers un équilibre de long terme.

Les tests de stabilité des paramètres (notamment le test de stabilité de Chow) montrent que la demande de monnaie en Tunisie est statistiquement stable au seuil de 5 %.

1.1.2. Les travaux traitant d'autres pays Africains

Owoye et Onafowora (2007) étudient le ciblage de M2, la stabilité des encaisses réelles au sens de M2 et les effets de divergences des taux de croissance de M2 des cibles sur la croissance du PIB réel, le taux d'inflation et sur l'économie nigérienne en général depuis la mise en place du programme d'ajustement structurel en 1986. Les auteurs ont utilisé la technique de cointégration VECM sur des données trimestrielles allant du 1^{er} trimestre 1986 au 4^{ème} trimestre de l'année 2001.

Leurs résultats ont indiqué qu'une relation de long terme existe entre l'offre de la monnaie au sens large, le PIB réel, le taux d'inflation, le taux d'intérêt domestique, le taux d'intérêt étranger et le taux de change espéré. En outre, les tests de somme cumulée des résidus récursifs et de somme cumulée des carrés des résidus récursifs ont confirmé la stabilité des paramètres de court et long termes de la fonction d'encaisses réelles. Les auteurs concluent que le choix de M2 comme cible intermédiaire de la politique monétaire de la banque centrale nigérienne est pertinent et que celui-ci soutient la BCN dans ses tentatives de maîtrise de l'inflation et de stimulation de l'activité économique en Nigéria.

1.2. Les travaux utilisant le contexte de cointégration de Johansen

1.2.1. Les travaux traitant le contexte tunisien

Le même sujet a été discuté par Treichel (1997) en utilisant des données annuelles et mensuelles entre 1962 et 1995 et le contexte de cointégration de Johansen. L'auteur a conclu que l'agrégat réel M2 est cointégré avec le revenu réel, mais, pas avec le taux du marché monétaire. Ce résultat est aussi corroboré par le modèle de correction des erreurs puisque le terme de correction des erreurs est négatif et statistiquement significatif.

L'élasticité du revenu estimée sur toute la période est de l'ordre de 0,80. Celle-ci s'avère relativement faible par rapport aux pays industrialisés, où l'élasticité du revenu s'élève en général à plus que l'unité. Selon l'auteur, ceci reflète l'accroissement du phénomène de substitution de la monnaie contre les bons du Trésor au cours des années 90. En fait, Treichel utilise le taux des bons du Trésor comme variable désignant le coût d'opportunité de détention de la monnaie. Il trouve un coefficient négatif et significatif de

cette variable concluant une tendance vers la baisse de la demande de monnaie au sens de M2 à la suite de l'introduction des bons du Trésor très liquides.

L'auteur démontre l'existence d'une relation de cointégration stable, surtout sur la période 1962-1990 étant donné que l'estimation du modèle ECM débouche sur un terme de correction des erreurs négatif et significatif. Par ailleurs, les tests de Johansen et ADF montrent que M2 est cointégrée avec le PIB réel et le taux des bons de trésor au seuil de 1%.

Concernant l'étude de la stabilité des paramètres du modèle ECM, Treichel (1997) utilise le test de Chow qui débouche sur un terme de correction des erreurs stable sur la période d'étude et indique l'absence de changement structurel.

L'élasticité du revenu pour cette période est deux fois plus importante que celle liée à la période entière (1962-1995). L'auteur impute ces résultats à la demande réduite de M2 sur la période allant de 1990 à 1995 suite à l'introduction des bons de trésor en 1990. Ces résultats ont été confirmés économétriquement en utilisant des données trimestrielles sur la période 1990-1995, vu qu'une relation de long terme entre la demande de M2, le revenu et le taux des bons de trésor a été trouvée. Cependant, l'élasticité du revenu a baissé considérablement et est devenue inférieure à celle trouvée sur toute la période d'analyse.

Des résultats similaires ont été trouvés en utilisant l'agrégat monétaire M4. Selon l'auteur, ces résultats corroborent le choix des agrégats monétaires comme cibles de politique monétaire de la BCT.

Arize and Shwiff (1998) ont estimé une fonction de demande de monnaie dans 25 pays en voie de développement en utilisant des données annuelles couvrant la période 1960-1990 dans le cas de la Tunisie. Les fonctions de demande de monnaie ont été augmentées par deux variables représentant les dynamiques du taux de change : le taux de change officiel et le taux de change du marché noir.

Les résultats empiriques suggèrent que la demande réelle de monnaie au sens large est cointégrée avec le revenu réel, le taux d'intérêt, le taux d'inflation et le taux de change. Plus précisément, le taux de change du marché noir est un déterminant important de demande de monnaie. En effet, l'auteur trouve une élasticité de ce taux de change positive et significative au seuil de 10%. Autrement dit, la dépréciation du dinar tunisien aura comme impact l'accroissement de la demande de monnaie en Tunisie. Ceci engendre une dégradation de l'efficacité d'une politique monétaire donnée dans la stimulation de la production locale.

Selon l'auteur, cette dégradation peut être expliquée par une augmentation de l'offre de monnaie entraînant la dépréciation de la monnaie locale. Ladite dépréciation fait augmenter la demande de monnaie conduisant à une pression à la hausse des taux d'intérêt. A leur tour, les taux d'intérêt élevés compensent une partie des effets de la hausse initiale de l'offre de monnaie sur la production locale.

Les mêmes résultats ont été trouvés pour le cas de la monnaie au sens étroit. La technique de moindres carrés ordinaires dynamique suggère que le revenu réel, le taux d'intérêt et soit le taux de change officiel soit le taux de change du marché noir sont les déterminants majeurs de la demande de monnaie sur le long terme. En plus, l'élasticité du revenu de long terme est supérieure à 1 dans tous les cas. Enfin, sur la base des procédures de Fair en 1987 et Davidson et Mackinnon en 1981, les auteurs constatent que l'utilisation du taux de change sur le marché noir est plus pertinente que le taux de change officiel dans les pays en développement.

Arize, Malindretos, et Shwiff (1999) se concentrent sur le même sujet en estimant la fonction de demande de monnaie dans 12 pays en voie de développement, y compris la Tunisie. En plus de l'utilisation des déterminants classiques de la demande de monnaie, tels que le revenu et le taux d'intérêt, les auteurs introduisent des variables mesurant le degré d'ouverture de l'économie, telles que le taux de change, la volatilité du taux de change et le taux d'intérêt étranger.

Les résultats empiriques montrent qu'une relation d'équilibre de long terme existe entre soit les encaisses réelles au sens de M1 ou M2 et leurs déterminants. En ce qui concerne les encaisses monétaires réelles au sens de M2 les paramètres de long terme estimés sont de l'ordre de 1.25, -0.01 et -0.03 pour le revenu réel, le taux d'intérêt et la variabilité du taux de change respectivement.

Bougrara (2001) met en relief l'impact des réformes structurelles entreprises depuis les années 1980 sur la demande de monnaie au sens large en Tunisie. Il a essayé d'évaluer les déterminants de long terme de la demande de monnaie en Tunisie durant et après les réformes. Il a proposé un modèle ECM en analysant la stabilité de la relation dans le cadre de ce modèle. L'étude a employé des données trimestrielles couvrant la période entre le premier trimestre de l'année 1987 et le second trimestre de l'année 1992. Elle constitue la première étude à analyser la demande de monnaie en Tunisie avant et après la réforme.

Après avoir prouvé que les variables utilisées sont intégrés d'ordre 1 à la lumière des tests ADF et KPSS, Boughrara (2001) a démontré que la demande de l'agrégat monétaire M2 est cointégrée avec le revenu réel, le taux d'intérêt des bons de trésor, et le taux d'intérêt des dépôts spéciaux. La relation de cointégration de long terme indique que la demande de monnaie en Tunisie varie proportionnellement avec le revenu. Cependant, la demande de monnaie baisse suite à l'augmentation du taux des bons de trésor. Cet impact, malgré que significatif n'a pas une grande ampleur puisque la semi élasticité des bons de trésor est faible (aux alentours de -0.01). Bref, sur le long terme, toutes les variables influencent la demande de monnaie. L'élasticité du revenu de long terme a été trouvée proche de 1 et est plus élevée que celle de court terme. Ceci est conforme à la théorie quantitative de la monnaie. Le test de Chow et la méthode de régression récursive suggèrent que la fonction de demande de monnaie en Tunisie est stable au cours de la période d'échantillonnage.

Concernant le modèle ECM, l'auteur l'a soumis à divers tests (test LM d'autocorrélation, test RESET de Ramsey analysant l'hypothèse de linéarité du modèle, test ARCH servant à détecter toute hétéroscédasticité résiduelle et le test de normalité des résidus de Jarque-Bera) qui ont indiqué que le modèle remplit les conditions d'absence d'autocorrélation, d'homoscédasticité et de normalité des résidus. En plus, toutes les variables ont été significatives. En particulier, la significativité du terme de correction des erreurs confirme l'existence de relation d'équilibre entre les variables de l'équation de cointégration. Selon l'auteur, ceci reflète l'hypothèse stipulant que les encaisses réelles ne s'ajustent pas instantanément à leurs déterminants de long terme. Par conséquent, sur le court terme, les ajustements sont réalisés dans le but de corriger tout déséquilibre dans la demande de monnaie à long terme.

Pour ce qui est de la stabilité du modèle, Boughrara (2001) démontre à l'aide de la méthode de régression récursive ainsi que le test de Chow qu'il n'y a aucun signe d'instabilité.

1.2.2. Les travaux traitant d'autres pays Africains et Asiatiques

Kumar (2011) analyse les effets des réformes financières sur la demande de monnaie au sens de M1 à travers l'estimation de deux ensembles de sous échantillons : (1975-1988), (1989-2005), (1975-1994) et (1995-2005) et deux dates de rupture : 1989 et 1995 (choisies de façon arbitraire) pour 20 pays asiatiques et africains en voie de développement.

En appliquant le test ADF avec constante et tendance aux séries de revenus, agrégats monétaires et taux d'intérêt en niveau et en différence première, Kumar (2011) trouve que ces séries sont intégrées d'ordre 1. En estimant les 4 sous échantillons en prenant un retard de 3 périodes, il montre que les élasticités du revenu et du taux d'intérêt ne sont pas significativement différentes. En d'autres termes, les élasticités de long terme n'ont pas changé de façon remarquable. Ainsi, il est improbable que les économies d'échelle de la demande de monnaie aient augmenté. Selon l'auteur, ceci peut traduire le fait que les réformes financières dans les pays traités n'avaient pas d'effets significatifs sur la demande de monnaie.

Par ailleurs, en estimant les fonctions de demande de monnaie des 20 pays africains et asiatiques pour la période totale allant de 1975 à 2005 avec un retard de longueur de 4 périodes. L'élasticité du revenu de la demande de monnaie est proche de l'unité et l'élasticité du taux d'intérêt est significative et négative. Ceci implique que sur les marchés financiers sous développés la plupart des transactions nécessitent l'utilisation de la monnaie au sens étroit plutôt que d'autres formes d'agrégats monétaires.

Les tests appliqués par Kumar (2011) suggèrent l'absence d'autocorrélation, d'erreur de spécification fonctionnelle, de non normalité et d'hétéroscédasticité dans les résidus.

Lorsque l'auteur utilise le test de somme cumulée des résidus récursifs et celui de somme cumulée des carrés des résidus récursifs, il trouve que les fonctions de demande de monnaie des pays choisis sont temporairement stables. Ainsi, les réformes n'ont pas rendu la fonction de demande de monnaie instable. Il conclut que les autorités monétaires respectives peuvent cibler l'offre de monnaie lors de la conduite de la politique monétaire. En plus, il avance que l'utilisation du taux d'intérêt en tant qu'instrument de politique monétaire ne fera qu'accroître l'instabilité des prix dans les pays étudiés.

Bahmani-Oskooee et Rehman (2005) ont montré lors d'une étude de 7 pays asiatiques en voie de développement que malgré le fait que les encaisses réelles au sens de M1 et M2 sont cointégrées avec leurs déterminants (taux de change, taux d'inflation et revenu réel), les paramètres estimés ne sont pas stables sur le long terme. En effet, un coefficient négatif et significatif est observé sur le terme de correction des erreurs retardé indique l'existence d'une relation de cointégration. En estimant des données trimestrielles couvrant la période allant de 1973 à 2000 pour l'Inde, l'Indonésie, la Malaisie, le Pakistan, le Philippines, la Singapour et la Thaïlande, les auteurs trouvent une élasticité négative et significative du taux d'inflation.

L'élasticité du taux de change est positive et significative impliquant qu'une dépréciation de la monnaie locale augmente la valeur des actifs étrangers en termes de monnaie locale. Cette augmentation est perçue comme augmentation au niveau de la richesse et donc la demande de monnaie locale augmente. Ce phénomène s'appelle « wealth effect » ou effet de richesse.

Le test de multiplicateur de Lagrange (LM) montre que le modèle est exempt d'autocorrélation résiduelle. Par ailleurs, le test de Ramsey d'erreurs de spécification fonctionnelle RESET exhibe un modèle correctement spécifié pour les pays objet de l'étude. Les tests des sommes cumulées des résidus et des sommes cumulées des carrés des résidus manifestent des coefficients estimés stables dans le temps sauf pour l'Inde où une instabilité relative est observée vers la fin des années 70 et le début des années 80, lorsque M1 est utilisée comme proxy des encaisses réelles. Cette instabilité partielle en Inde ne pose pas de problème pour les auteurs puisqu'elle disparaît au cours des années 90 où le graphique des sommes cumulées des carrés des résidus est à l'intérieur de la fourchette des valeurs critiques.

L'étude de Bahmani-Oskooee et Rehman (2005) suggère que M1 est l'agrégat monétaire que l'Inde doit cibler lors de la formulation de sa politique monétaire. Pour l'Indonésie et Singapour, la demande de monnaie au sens de M1 est cointégrée avec ses déterminants alors que celle au sens de M2 ne l'est pas. Pour les autres pays, l'agrégat monétaire M2 est celui qui doit être contrôlé par les autorités monétaires puisque M1 est soit non cointégré avec ses déterminants soit qu'il n'est pas stable.

Pradhan et Subramanian (2003) ont examiné la fonction de demande de monnaie en Inde en utilisant le test de cointégration de Hansen qui permet un changement de régime. En effectuant un test de stationnarité (ADF) sur un échantillon de données mensuelles indiennes entre Avril 1940 et Mars 2000, le taux d'inflation et les taux d'intérêt à court et long terme sont I(0). Alors que l'Indice des prix de vente industrielle (IPVI), M1 et M3 sont I(1). En appliquant la procédure de cointégration de Johansen et en effectuant le test de la trace, il s'avère qu'il existe au moins une relation de cointégration entre M1 ou M3 et leurs déterminants. L'élasticité de long terme du revenu pour M1 est trouvée proche de 1 comme l'énonce la TQM. Le taux d'intérêt domestique, le taux de change réel et l'IPVI affectent positivement la demande d'encaisses réelles. En revanche, le taux d'intérêt étranger (approximé par le taux de rendements des bons du trésor américains à 3 mois) affecte négativement cette demande. Généralement, une augmentation des taux d'intérêt à l'étranger

exerce un effet négatif sur les détenteurs de la monnaie locale. Ces derniers procèdent à l'acquisition d'actifs étrangers en puisant de leurs avoirs monétaires.

Les résultats montrent l'inexistence d'une relation stable de long terme entre la demande de monnaie indienne et ses déterminants.

1.3. Les travaux utilisant l'approche de test de limites (ARDL)

1.3.1. Les travaux traitant des pays Asiatiques et Africains autres que la Tunisie

Bahmani-Oskooee et Shin (2002) ont estimé une fonction de demande de monnaie en Corée à l'aide de l'approche de test des limites de cointégration. En utilisant des données trimestrielles couvrant la période du premier trimestre 1973 au troisième trimestre 1997, Ils ont trouvé que les variables (revenu approximé par le PIB réel, taux d'intérêt approximé par le taux des dépôts à terme et le taux de rendement des obligations d'entreprises et taux de change effectif nominal ou réel) incluses dans les fonctions de demande de monnaie au sens de M1, M2 et M3 sont cointégrées mais les paramètres ne sont pas stables. Ce résultat est robuste surtout que le graphique de la somme cumulée des résidus récurrents dépasse les bandes limites. Par ailleurs, ils ont trouvé un changement structurel en 1997 lié à la crise financière asiatique. Celle-ci est, selon eux, la raison de l'instabilité trouvée dans la demande de monnaie coréenne.

Siddiki (2000) utilise l'approche de test des limites de cointégration. Il a estimé la fonction de demande de monnaie (M2 déflaté par l'indice des prix à la consommation) au Bangladesh pour la période allant de 1975 à 1995. Il a avancé que cette fonction est cointégrée avec le revenu (approximé par le déflateur du PIB base 1990), le taux d'intérêt local (approximé par le taux interbancaire), le taux d'intérêt étranger (approximé par et le taux de change (approximé par la différence entre les taux officiels et non officiels de change et présenté comme pourcentage des taux non officiels) et qu'il y a une relation stable à long terme entre les variables malgré les changements témoignés dans les politiques de change et financières en Bangladesh entre 1975 et 1995. Autrement dit, il existe un mécanisme d'ajustement qui force la demande de monnaie de retourner à son équilibre définit par la relation de cointégration de long terme.

En particulier, le revenu et le taux d'intérêt domestique exercent un effet positif sur la demande de monnaie au sens de M2. L'élasticité du revenu positive souligne le fait que les politiques de l'Etat bangladais doivent viser l'augmentation du revenu réel afin d'améliorer

l'accumulation monétaire. Cette haute élasticité indique, aussi, la forte méfiance des agents bangladais des autres actifs financiers locaux. Ceci met en exergue la nécessité de mesures gouvernementales ayant pour but d'augmenter la disponibilité et la crédibilité de tels actifs. En outre, l'effet positif du taux d'intérêt implique que l'Etat doit éviter de déformer les marchés financiers et que les taux d'intérêt domestiques doivent être dérégulés en vue d'accroître l'épargne. En revanche, les distorsions des marchés de change affectent négativement l'épargne financière et démontrent que l'augmentation des taux de change (appréciation du Taka la monnaie local au Bangladesh) fait augmenter les attentes d'une future dévaluation du Taka. Ainsi, les agents réduisent les actifs libellés en Taka et augmentent les actifs libellés en dollars dans leur portefeuille.

L'implication clé des conclusions de ce document est que l'Etat bangladais doit réduire, voire éliminer, les distorsions observées sur les marchés financiers et de change pour accroître l'épargne. Dans le même sillage et pour renforcer la crédibilité des autres actifs financiers l'Etat doit fournir un cadre légal, qui doit être rapidement implanté, pour protéger les déposants.

Kumar et al (2013) examinent la demande de monnaie au sens étroit (M1) en Nigeria sur la période allant de 1960 à 2008 dans un essai d'identification de l'efficacité de la nouvelle politique monétaire adoptée par la Banque Centrale Nigérienne (à savoir le ciblage de l'inflation). En effet, les auteurs utilisent des données annuelles des encaisses réelles (M1/déflateur du PIB), revenu réel (PIB nominal déflaté), taux d'intérêt nominal (taux des dépôts à trois mois), taux de change effectif réel et taux d'inflation (variation du déflateur du PIB). Ils ont choisi l'agrégat monétaire M1 car, selon eux, l'économie nigérienne est sous développée caractérisée d'une utilisation plus fréquente de la monnaie au sens étroit (billets et pièces de monnaie métallique) par rapport aux autres moyens de paiement (cartes de crédits, cartes de débit, dépôts).

Dans un premier temps, les auteurs effectuent le test ADF de racine unitaire et trouvent que toutes les variables sont non stationnaires à l'exception du taux d'inflation. Pour cette raison, ils effectuent un autre test plus puissant, à savoir le test de Elliot-Rothenberg-Stock (ERS). Ce test conclut que toutes les variables (y compris le taux d'inflation) sont non stationnaires en niveau mais stationnaires en différence première. Ainsi, ils appliquent la technique de cointégration de Gregory et Hansen (GH) permettant la prise en compte d'une date de rupture. Cette date est obtenue en estimant les équations de cointégration pour toutes

les dates de ruptures possibles. La date retenue est celle pour laquelle la valeur absolue de la statistique ADF est maximale, soit 1986.

Les résultats montrent l'existence d'une relation de cointégration entre les encaisses réelles, le revenu réel, le taux d'intérêt nominal, le taux de change réel et le taux d'inflation en Nigéria. Par ailleurs, l'élasticité du revenu de la demande de monnaie nigérienne est trouvée aux alentours de 0.9, sachant que le test de Wald n'a pas rejeté, au seuil de 5 %, que cette élasticité soit égale à l'unité.

En s'appuyant sur des méthodes d'estimations prenant en compte les changements structurels, les auteurs ont trouvé que malgré le changement de régime, la fonction de demande de monnaie nigérienne a subi en 1986 suite au plan d'ajustement structurel programmé par le FMI, la fonction demeure stable. En effet, le terme de correction des erreurs retardé est significatif portant le signe négatif attendu. Autrement dit, il existe un mécanisme de feedback négatif qui stipule que s'il y a éloignement de l'équilibre au cours de la période précédente, cet écart sera réduit de presque 39% (le coefficient de ECM_{t-1} dans le modèle d'ajustement à court terme est de -0.386) au cours de la période présente. Ces résultats sont renforcés par les statistiques de Khi-deux qui manifestent une absence de problèmes de spécifications économétriques associés à l'autocorrélation, les erreurs de spécification de la forme fonctionnelle, la non normalité ou l'hétéroscédasticité résiduelle. Une étude plus approfondie de la stabilité du modèle à l'aide des tests de stabilité TIMVAR confirment la robustesse des résultats puisque ni le test de somme cumulée des résidus récursifs ni le test de somme cumulée des carrés des résidus récursifs n'ont indiqué des signes d'instabilité.

Bref, Les résultats supportent l'utilisation de l'offre de monnaie comme instrument de politique monétaire et remettent en cause la migration vers la nouvelle politique monétaire choisie par la BCN (le ciblage du taux d'intérêt) qui, selon Kumar et al (2013) peut engendrer une instabilité potentielle au niveau des niveaux de revenu.

L'article de Sichei et Kamau (2012) analyse la demande pour les divers agrégats monétaires (M0, M1, M2, et M3) en Kenya pour la période allant du 1^{er} trimestre de l'année 1997 au 2^{ème} trimestre de l'année 2011.

L'inflation (proxy : l'Indice de Prix à la Consommation), le PIB réel (proxy du revenu réel), le taux nominal des bons de trésor à 91 jours (proxy du taux d'intérêt propre), le taux d'intérêt nominal interbancaire, le taux nominal de dépôt, et le taux d'intérêt étranger (mesuré

par le taux des bons du trésor américain sur 3 mois ajusté de la dépréciation/appréciation espérée du taux de change nominal USD/KES¹¹) ont été trouvés comme variables qui affectent la demande à long terme de la monnaie kényane à différents degrés. En effet, les auteurs trouvent une élasticité du revenu de la demande de monnaie kényane supérieure à l'unité. Ce résultat suggère qu'au cours de la période d'échantillonnage les changements au niveau du revenu réel ont induit, en moyenne, des augmentations plus que proportionnelles dans la demande des encaisses réelles. Les auteurs attribuent, également, cette élasticité aux développements économiques et à la monétisation de l'économie kényane. En d'autres termes, la monnaie en Kenya est considérée comme un luxe ou ceci indique des effets de richesse négligeables. Par ailleurs, le coefficient du taux nominal des bons du trésor Kényan à 91 jours est négatif. Ceci est sur la même longueur d'onde avec la TQM car plus les rendements réalisés sur les actifs alternatifs sont élevés moins sont les motivations à détenir de la monnaie (toutes choses étant égales par ailleurs). En plus, le taux nominal des dépôts a un effet positif sur toutes les demandes de monnaies au sens de M0, M1, M2 et M3. Ceci est conforme à la théorie économique puisque plus le taux de rendement propre à la monnaie est élevé moins sont les incitations à acquérir des actifs alternatifs à la monnaie. En outre, le taux d'intérêt interbancaire exhibe un effet négatif sur la demande de monnaie kényane au sens de M3. Ceci est en accord avec la théorie car plus le taux interbancaire est élevé moins sont les motivations à détenir de la monnaie. Également, le taux d'intérêt étranger ajusté aux dépréciations du taux de change nominal exerce un effet négatif sur la demande de monnaie au sens de M2 et M3. Ceci peut être expliqué par le fait qu'un accroissement du taux d'intérêt étranger induit les résidents à accroître leurs avoirs en actifs étrangers. Ces derniers sont, en fait, financés en puisant dans les encaisses monétaires nationales. De même, la dépréciation du taux de change implique que les rendements espérés de la détention de devise étrangère augmentent et ainsi les agents vont substituer la monnaie locale par la devise étrangère. Enfin, les innovations financières approximées par le nombre de DAB (distributeur automatique de billets) ne semblent pas affecter la demande des encaisses réelles à l'exception de M1.

Les fonctions de demandes de monnaie ont été instables durant la période étudiée laissant penser que le ciblage monétaire en Kenya est inapproprié.

Dans le même pays, Kiptui (2014) examine la stabilité de la demande de monnaie (au sens de M1, M2 et M3) à l'aide des techniques de tests des limites et le modèle à correction

¹¹ KES désigne le shilling kényan.

des erreurs. Il trouve des résultats carrément contradictoires à celle de Sichei et Kamau (2012). En effet, il trouve que la demande de monnaie au sens large est stable en Kenya. Celle-ci est une fonction décroissante du taux des bons de trésor et du taux d'inflation sur le court terme alors qu'elle varie proportionnellement avec le taux des dépôts, le PIB réel et le taux de change nominal. Sur le long terme, l'inflation a un coefficient négatif et significatif (-0.01 pour M1 et -0.02 pour M2 et M3). Idem pour le taux de change nominal. Ce signe reflète le fait que la dépréciation de la monnaie locale mène à la diminution de la demande de monnaie sur le long terme.

Par ailleurs, les estimations de l'élasticité du revenu étaient au sein de la fourchette prévu par le modèle de Baumol-Tobin (1.04 pour M1, 0.5 pour M2 et 0.77 pour M3) alors que l'élasticité du taux d'intérêt (taux des bons du trésor) était à l'intérieur de l'intervalle [-0.1 ; -0.5]. En plus, en introduisant une variable liée à l'incertitude dans le modèle (il s'agit de la variabilité ou la volatilité du taux de change nominal, du taux d'inflation et de l'indice du marché boursier kényan), Kiptui a trouvé qu'elle a un impact positif sur la demande de monnaie, notamment sur M2. Autrement dit, les agents économiques réagissent face à l'incertitude par l'acquisition d'actifs relativement liquides plutôt que de détenir de la monnaie. Par ailleurs, une analyse graphique effectuée sur la somme cumulée des résidus récursifs et leurs carrés justifie la stabilité de la fonction et donc la bonne spécification du modèle. D'où, l'auteur conclut que le ciblage monétaire en Kenya (la variable intermédiaire cible de la politique monétaire en Kenya est M3) demeure pertinent lors de la formulation de la politique monétaire.

Bahmani-Oskooee et Gelan (2009) examinent la stabilité de la demande de monnaie au sens de M2 pour 21 pays Africains (Burkina Faso, Burundi, Cameroun, Côte d'Ivoire, Égypte, Éthiopie, Gabon, Ghana, Kenya, Madagascar, Île Maurice, Maroc, Niger, Nigéria, Rwanda, Sénégal, Seychelles, Sierra Leone, Afrique du Sud, Tanzanie, et Togo) en utilisant des données trimestrielles couvrant la période 1971 : trimestre 1 à 2004 : trimestre 4. Il a désigné une fonction de demande de monnaie standard estimée à l'aide de l'approche de tests des limites appliquée au contexte de cointégration et au modèle à correction des erreurs. Au sein de cette fonction, l'auteur a introduit tantôt le taux de change effectif nominal tantôt le taux de change effectif réel. Cette démarche a pour but de tester la pensée qui stipule que malgré le fait que la majorité des résidents des pays africains dépensent leurs avoirs au niveau local en négligeant les opportunités d'investissements qui apparaissent sur les marchés boursiers étrangers à l'occasion des fluctuations des prix des actifs financiers, il est possible

de trouver quelques exceptions où des résidents décident d'investir leurs avoirs à l'international. Dans ce dernier cas, le taux de change effectif réel peut devenir une variable pertinente lors de la gestion du portefeuille.

L'estimation à court terme des fonctions de demande de monnaie montre des coefficients significatifs. Pour étudier la viabilité de ces effets à court terme sur le long terme, l'auteur estime les coefficients de long terme en identifiant l'existence ou non de relations de cointégration entre les variables. En s'appuyant sur la statistique F, il s'avère qu'il existe au moins une relation de cointégration pour 16 pays. Le terme de correction des erreurs exhibe un signe négatif et significatif pour tous les pays sauf le Sénégal, corroborant ainsi l'existence de relation de cointégration. L'élasticité du revenu (approximé par le PIB réel) dans la plupart des pays est significative et supérieure à 1. L'élasticité du taux d'inflation (approximé par la différence première du logarithme népérien de l'indice des prix à la consommation) est négative et significative (au seuil de 10%) dans 9 pays. Ce résultat supporte l'idée précisant que le taux d'inflation sert de coût d'opportunité de détention de la monnaie dans 8 des 21 pays étudiés. Le taux de change effectif nominal porte un signe significatif (au seuil de 10%) dans 9 pays, ce qui traduit la présence d'un phénomène de substitution monétaire. Ce signe est négatif pour Burkina Faso, Burundi, Kenya, and Rwanda mais positif en Cameroun, Côte d'Ivoire, Gabon et Tanzanie. Pour le premier groupe, la dépréciation de la monnaie locale fait accroître la demande de monnaie, confirmant ainsi l'effet de richesse. Pour le deuxième groupe, la dépréciation du taux de change effectif nominal fait réduire la demande de monnaie à cause de l'anticipation d'une poursuite de dépréciation. Quant au taux de change effectif réel, il porte un signe négatif et significatif pour Burkina Faso et Burundi et un signe positif et significatif pour le Côte d'Ivoire, Ethiopie, et Niger. En comparant les coefficients significatifs de long terme du taux de change effectif réel (dans 5 pays) à ceux obtenus pour le taux de change effectif nominal (dans 9 pays), il est clair que le taux nominal est un déterminant de la demande de monnaie pour plus de pays africains que le taux réel.

Bahmani-Oskooee et Gelan (2009) ont également appliqué les tests de somme cumulée des résidus récurrents et de somme cumulée des carrés des résidus récurrents aux résidus des modèles à correction des erreurs. Ces tests ont montré qu'à peu près dans tous les 21 pays la demande de monnaie au sens de M2 a été stable. Ce résultat est interprété par l'auteur comme étant preuve qu'aucune libéralisation financière menée au sein de ces pays africains durant la période d'étude n'a eu d'effet significatif sur la stabilité de la demande de monnaie. Par ailleurs, le test de multiplicateur de Lagrange LM prouve qu'il n'y a pas de

problème d'autocorrélation résiduelle dans la quasi-totalité des modèles optimaux. Un autre diagnostic effectué par l'auteur est le test RESET de Ramsey, qui détecte les problèmes inhérents aux spécifications fonctionnelles, montre que les modèles sont correctement spécifiés.

1.3.2. Les études décomposant le revenu réel

Une lacune méthodologique majeure provenant de la littérature empirique présentée ci-dessus consiste dans le fait qu'aucune étude n'a essayé d'estimer l'impact des composantes de la dépense sur la demande de monnaie. En fait, il est indispensable de vérifier l'impact de chaque composante du revenu réel sur la demande de la monnaie. Ceci permet de déterminer laquelle d'entre elles affecte la demande de monnaie. Une revue de la littérature empirique montre que peu d'articles ont fait de telles ventilations lors de l'estimation de la fonction de demande de monnaie.

1.3.2.1. Les travaux traitant le contexte Tunisien

Dans un essai d'estimation de la fonction de demande de monnaie en Tunisie, Ben-Salha et Jaidi (2014) utilisent la méthode de décomposition du revenu réel. Sur la base des données annuelles comprises entre 1979 et 2011 et l'approche de test des limites des modèles autorégressifs à retards échelonnés, ils ont trouvé une relation de cointégration entre la demande de monnaie au sens de M2 et ses déterminants, notamment la consommation finale, les dépenses d'investissements, les dépenses sur l'export et le taux d'intérêt.

Le modèle à correction des erreurs montre que la demande de monnaie est seulement influencée par le taux d'intérêt et la dépense sur les biens d'investissement sur le court terme, alors que sur le long terme la consommation finale et le taux d'intérêt représentent les principaux déterminants de la demande de monnaie.

Ces résultats ont montré une robustesse face à diverses caractérisations alternatives de la demande de monnaie. En effet, d'autres variables de contrôle ont été introduites dans le modèle de base. Ben-Salha et Jaidi introduisent le taux de change effectif nominal en tant que proxy du phénomène de substitution monétaire (le taux de change est généralement introduit dans la fonction de demande de monnaie pour capturer le degré d'ouverture de l'économie). Ils incorporent également le taux d'inflation en tant que mesure alternative du coût d'opportunité de détention de la monnaie et la jumellent même avec le taux d'intérêt. Dans le cadre d'un modèle autorégressif à retards échelonnés, ils trouvent sensiblement les mêmes résultats. La consommation finale et le taux d'intérêt demeurent les variables déterminantes

de la demande de monnaie au sens large sur le long terme. Il est à signaler que le taux d'inflation n'exerce aucun effet sur la demande de monnaie à long terme. Les auteurs expliquent ceci par le fait que le taux d'inflation a resté stable en Tunisie pendant les dernières décennies. De même pour le taux de change effectif nominal qui n'affecte pas la fonction de demande de monnaie puisque la détention de devises étrangères est hautement régulée en Tunisie.

Le test de cointégration de saikkonen-Lütkepohl avec glissement structurel et celui de Johansen-Mosconi-Nielsen avec rupture structurelle ont été effectués pour contrôler le changement structurel. Par ailleurs, la stabilité de la relation a été vérifiée en s'appuyant sur le test de Chow et le test d'instabilité des paramètres de Hansen. Ces tests débouchent sur une relation d'équilibre de long terme entre la demande de monnaie et ses facteurs déterminants.

1.3.2.2. Les travaux traitant d'autres pays

Tang (2002) se concentre sur les déterminants de la demande de monnaie en Malaisie en utilisant l'approche de test des limites des modèles autorégressifs à retards échelonnés développée par Pesaran et al. (2001) et en utilisant des données annuelles allant de 1973 à 1998, soit 26 observations. L'auteur justifie ce faible nombre d'observations par l'indisponibilité des données à fréquence infra annuelle relatives aux composantes du revenu réel. En plus, il avance que l'utilisation de données trimestrielles peut engendrer des effets de saisonnalité.

L'auteur a trouvé que la demande de l'agrégat monétaire M3 (valeur nominale de M3 déflaté par l'IPC (100=1978)) et ses déterminants sont cointégrés. Les tests de la somme cumulée des résidus récursifs et la somme cumulée des carrés des résidus récursifs ont montré que la relation entre M3 et ses déterminants a été stable au cours du temps. Egalement, le test de Jarque-Bera confirme la normalité des résidus. L'absence d'hétéroscédasticité résiduelle a été vérifiée par le test ARCH. Cependant, le test LM indique la présence d'autocorrélation entre les résidus. Cependant, le test RESET de Ramsey démontre l'absence d'erreurs de spécification associé au modèle.

Les coefficients estimés de long terme ont été de l'ordre de 0.98 pour la dépense au titre de la consommation finale (approximée par la somme des consommations du secteur privé et public divisée par le déflateur implicite pour les dépenses de consommation (1978=100)), -0.48 pour la dépense au titre de biens d'investissement (il s'agit de la somme des formations brutes du capital fixe des secteurs public et privé en termes réels (1978=100)),

0.94 pour les dépenses en bien et service exportés, -1.39 pour le taux de change et 0.03 pour le taux d'intérêt (approximé par le taux du marché monétaire). Sur le court terme, la demande de monnaie est uniquement affectée par les dépenses d'export et le taux de change. Les coefficients estimés sont 0.36 et 0.4 respectivement.

L'auteur a confirmé le fait que les composantes du revenu exercent des impacts différents sur la demande de monnaie. Il a indiqué que le fait d'utiliser une seule variable liée au revenu réel induit des estimations biaisées.

Tang (2004) a estimé une fonction de demande de monnaie sur la base des données japonaises trimestrielles couvrant la période entre le premier trimestre de l'année 1973 et le second trimestre de l'année 2000. L'auteur montre que la demande de monnaie au sens large, tel que définie par la somme de l'agrégat monétaire M2 et les certificats de dépôt, est restée stable durant la période considérée.

L'étude a justifié l'existence d'une relation de long terme entre la demande de monnaie au sens large, la dépense au titre de la consommation finale, la dépense sur les biens d'investissement, la dépense sur l'exportation, le taux de dépôt et le taux de rendement des obligations souveraines. A long terme, la dépense sur les biens d'investissement est le déterminant de long terme le plus important de la demande japonaise de monnaie au sens large avec une élasticité égale à 1.07. Néanmoins, à court terme, toutes les variables sont statistiquement significatives au seuil de 10%.

Ziramba (2007) a estimé une fonction de demande de monnaie en considérant plusieurs composantes du revenu réel de l'Afrique de Sud sur la période allant de 1970 à 2005 (36 observations annuelles). La recherche a été basée sur la demande des encaisses monétaires au sens de M1, M2 et M3. Les variables utilisées (consommation finale, FBCF, dépenses d'export, taux de change, taux de rendement des obligations souveraines (proxy du taux de rendement des actifs alternatifs), et taux d'intérêt) ont été soumises à divers tests. Les variables ne sont pas normalement distribuées conformément au test de Jarque-Bera et aux valeurs du Skewness (positif → la distribution a une queue droite longue) et du Kurtosis (inférieur à 3 → la distribution est plus aplatie que la normale). Elles ne sont pas stationnaires en niveau mais intégrées d'ordre 1 selon les tests ADF et Phillips-Perron. La relation de cointégration entre les variables explicatives de la fonction de demande de monnaie est analysée à travers le test des limites proposé par Pesaran et al (2001).

Pour la demande de monnaie au sens de M1, les variables de taux d'intérêt, dépenses d'export et d'investissement ont été trouvées significatives. Sur le court terme, seuls la consommation finale et le taux d'intérêt expliquent la demande de monnaie au sens étroit en Afrique du Sud. Le rendement des actifs alternatifs, le taux de change, et la consommation finale sont tous non significatifs dans le long terme. Les élasticités de long terme pour la FBCF, l'exportation, le taux de change, la consommation finale, le taux des bons de trésor et le taux de rendement des obligations souveraines sont de 1.011, 1.60, -0.05, 0.45, 0.11, et -0.03 respectivement. Pour la demande de monnaie au sens de M2, les variables de taux d'intérêt, taux de rendement des obligations souveraines, taux de change, consommation finale et FBCF sont significatives. Les dépenses d'exportation ne sont pas significatives sur le long terme. Les élasticités de long terme pour la FBCF, les exportations, le taux de change, la consommation finale, le taux d'intérêt et le taux de rendement des obligations souveraines sont respectivement de l'ordre de 0.83, -0.007, 0.5, -0.17, 0.03, et -0.01. Pour la demande de monnaie au sens de M3, les variables de taux d'intérêt, taux de rendement des obligations souveraines, taux de change, consommation finale et FBCF s'avèrent être significatives. Les exportations ne sont pas significatives sur le long terme. Les élasticités de long terme de la FBCF, des exportations, du taux de change, de la consommation finale, du taux d'intérêt, et du taux de rendement des obligations souveraines sont de 1.14, -0.13, 0.39, -0.28, 0.02, et -0.02 respectivement. Par ailleurs, la présence de relation d'équilibre de long terme entre la demande de M1, M2 et M3 et leurs déterminants est validée sur la base du résultat du test des limites.

Les résultats révèlent que les différentes composantes de la variable de revenu réel ont des impacts différents sur la demande de monnaie au sens de M1, M2 et M3. Une étude de robustesse est effectuée sur les modèles montrent leur pertinence. En effet, la statistique Jarque-Bera confirme la normalité des résidus. Le test LM de Breusch-Godfrey rejette l'hypothèse de présence d'autocorrélation. Le test ARCH rejette l'hétéroscédasticité de premier et second ordre dans le terme d'erreur au seuil de 5%. Le test RESET de Ramsey indique l'absence d'erreur de spécification. Enfin, les graphiques de la somme cumulée des résidus récursifs et celle des carrés des résidus récursifs dévoile une stabilité des paramètres estimés au cours de la période étudiée.

Le dernier papier à avoir décomposé le revenu réel en fonction des divers éléments de dépenses est celui de Tang (2007) analysant le cas des 5 pays d'Asie du sud (Malaisie,

Philippines, Thaïlande, Indonésie, et Singapour). L'étude s'est basée sur des données annuelles avec des tailles d'échantillons compris entre 34 et 45 observations.

Les résultats empiriques montrent que la demande des encaisses au sens de M2 est cointégrée avec ses déterminants, mais, seulement pour 3 pays, qui sont, la Malaisie, le Philippines, et le Singapour. Pour les deux autres pays, la dépense de consommation finale et la dépense d'export ont été considérées comme déterminants sur le long terme de la demande de monnaie, alors que les taux d'intérêt exercent un effet négatif et significatif uniquement aux philippines. En outre, les tests de la somme cumulée des résidus récurrents et la somme cumulée des carrés des résidus récurrents ont montré la stabilité des paramètres estimés. L'auteur a conclu que M2 est l'instrument approprié pour être ciblé dans le cadre de la conduite de la politique monétaire aux philippines, Singapour et Malaisie.

1.4. Les études utilisant les modèles non linéaires

Khedhiri et Boudhina (2005) présentent des méthodes alternatives pour gérer la non linéarité dans les modèles à correction des erreurs. En fait, les modèles non linéaires de correction des erreurs sont de plus en plus utilisés dans la littérature économétrique récente puisqu'ils mènent à des résultats plus perspicaces que les modèles linéaires. Les auteurs appliquent ces modèles à la demande de monnaie en Tunisie. Les résultats trouvés montrent que les modèles non linéaires fournissent de meilleures prévisions que les modèles linéaires usuels. Par ailleurs, la vitesse de progression vers l'équilibre de long terme est plus rapide que celle liée aux modèles linéaires à correction des erreurs.

Section 2 : Les études basées sur les pays développés

Passons maintenant aux études traitant les pays développés. Ces dernières sont beaucoup plus abondantes que celles traitant les pays en voie de développement.

2.1. Les travaux utilisant les modèles VECM

Partant d'un modèle linéaire ECM, la stabilité et la linéarité d'une fonction de demande de monnaie au sens de M1 a été étudiée par Lütkepohl et al. (1999). En utilisant des données trimestrielles allant du premier trimestre de l'année 1961 au deuxième trimestre de l'année 1990, les auteurs ont trouvé une relation linéaire stable entre la demande de monnaie au sens de M1 en Allemagne et le revenu, les taux d'intérêt, et l'inflation avant l'unification monétaire en 1990. Cependant, en étendant la période d'étude au dernier trimestre de l'année 1995 une instabilité structurelle apparaît suite à l'unification monétaire réalisée le 1 juillet

1990. Cette instabilité disparaît lorsque les auteurs ont utilisé des spécifications non linéaires de la fonction de demande de monnaie allemande.

Kumar (2010) analyse les fonctions de demande de monnaie au sens étroit pour les pays des îles pacifiques et évalue leur stabilité qui est vitale pour la formulation de la politique monétaire. L'auteur a utilisé la méthode ADF et la méthode de maximum de vraisemblance de Johansen sur des données annuelles couvrant la période 1974-2004 pour estimer les fonctions de demande de monnaie.

Quant à l'étude de stabilité, l'auteur a employé les méthodes de somme cumulée des résidus récurrents et de somme cumulée des carrés des résidus récurrents. Kumar a trouvé que le revenu réel, le taux d'intérêt nominal et les encaisses réelles au sens étroit sont cointégrés. Les résultats des deux tests de stabilité ont débouché sur une fonction de demande de monnaie stable pour les pays des îles pacifiques.

Dans une étude sur la demande de monnaie dans la zone euro Avouyi-Dovi et al. (2011) utilisent le modèle VECM. Ils ont trouvé que les caractérisations traditionnelles de la fonction de demande de monnaie sont instables. Cependant, l'introduction d'un prix réel des actifs financiers européens donne plus de stabilité à la relation. Les résultats démontrent un effet significatif du prix des actifs et un effet de substitution (effet négatif des rendements des actions sur les encaisses monétaires réelles). Par ailleurs, les estimations récursives ont confirmé la stabilité relative des coefficients de long terme.

Özdemir et Saygili (2013) examinent l'effet de l'incorporation de variables d'incertitude sur la fonction d'encaisses réelles et si de telles variables produisent une relation stable de long terme en Turquie. La stabilité de la demande de monnaie a été étudiée à travers le test de la constance des paramètres de la fonction de demande de monnaie sur le long terme dans un contexte de cointégration VAR. Les auteurs ont trouvé que l'inclusion de mesures appropriées de l'incertitude est nécessaire pour estimer une fonction de demande de monnaie stable et cohérente en Turquie.

Dans leur article, Kumar et Webber (2013) examinent le niveau de stabilité de la demande de monnaie (M1) pour l'Australie et la Nouvelle Zélande au cours de la période allant de 1960 à 2009. Ils ont démontré que ces deux pays ont subi des changements de régime. L'application de quatre méthodes de séries temporelles a confirmé l'existence de dates de rupture (1984 et 1994). Les tests de somme cumulée des résidus récurrents et de somme

cumulée des carrés des résidus récurrents ont montré que la demande de monnaie au sens de M1 a été instable sur la période 1984-1998 pour les deux pays.

2.2. Les études utilisant l'approche de test des limites (ARDL)

Dans leur article Narayan et al. (2008) ont estimé une fonction de demande de monnaie pour les îles Fidji sur la période allant de 1971 à 2002 en s'appuyant sur l'approche de cointégration de test des limites qui est applicable indépendamment de la stationnarité des variables sous jacentes. En estimant des modèles avec et sans tendance et avec des retards de longueur comprise entre 1 et 3, ils n'ont trouvé aucune preuve sur l'existence d'une relation d'équilibre de long terme entre la demande de monnaie et ses déterminants (le PIB réel et le taux d'intérêt nominal court).

En outre, leur analyse des ruptures structurelles a suggéré que l'instabilité de la demande de monnaie à Fidji peut être due aux événements atypiques tels que les coups d'état, l'implantation de certaines politiques telles que les dévaluations, la TVA et le déclenchement de la libéralisation commerciale au cours des deux dernières décennies.

Dans une étude sur la Chine basée sur des données trimestrielles non ajustées à la saisonnalité depuis le quatrième trimestre de l'année 1990 au deuxième trimestre de l'année 2007, Baharumshah et al (2009) ont utilisé le contexte de cointégration ARDL pour examiner la demande de monnaie au sens de M2. Les résultats basés sur la procédure de test des limites ont confirmé la stabilité de la relation de long terme entre M2 et ses déterminants : le revenu réel, l'inflation, les taux d'intérêt étrangers et les prix des actions.

En fait, leur analyse a montré que les prix des actions ont un effet richesse sur la demande de monnaie au sens large aussi bien à court qu'à long terme. Cet effet fonctionne à travers 3 canaux : (a) des prix plus élevés des actifs entraînent une augmentation au niveau de la richesse nominale (ou la richesse réelle pour un prix donné), qui à son tour engendre une augmentation au niveau du ratio de la richesse réelle sur le revenu réel et du ratio des encaisses monétaires sur le revenu ; (b) le profil risque-rendement des actifs risqués (les actions par exemple) encourage les agents économiques à réaffecter leurs portefeuilles envers les actifs monétaires les plus sûrs et (c) un accroissement au niveau des prix des actifs fait augmenter le volume de la monnaie nécessaire pour les transactions financières. La suppression de cette variable peut, selon les auteurs, induire à des mauvaises caractérisations de la fonction de demande de monnaie en Chine. Ces résultats corroborent l'idée que

l'inflation des actifs (déflation) a un effet systématique sur la configuration des agrégats monétaires.

2.3. Les études utilisant des modèles non linéaires

Teräsvirta et Eliasson (2001) utilisent un modèle non linéaire à correction des erreurs pour estimer la demande de monnaie au sens large au Royaume Uni. Ce modèle non linéaire peut être approximé à un modèle à transition progressive (Smooth Transition Regression). Ce dernier suggère que le taux de croissance de l'économie du Royaume Uni a été un facteur important dans l'explication des fluctuations de la demande de monnaie à côté du revenu réel, du taux d'intérêt (à long et court terme), et du taux d'inflation (approximé par le déflateur du PIB réel).

Le papier de Jawadi et Sousa (2013) estime les équations de demande de monnaie pour la zone Euro, les États Unis et le Royaume Unie en utilisant la régression par les quantiles et celle des modèles à transition progressive (STR). La technique de régression par les quantiles souligne que les semi-élasticités du revenu et du taux d'intérêt sont significativement différentes de celle trouvées pour la régression par les MCO à la queue de la distribution des encaisses monétaires réelles. Par ailleurs, la sensibilité de la demande de monnaie par rapport à l'inflation tend à être plus grande lorsque les encaisses réelles sont extrêmement faibles.

Il est à signaler que le modèle STR fournit deux résultats intéressants. D'une part, il capte relativement bien les dynamiques non linéaires associées à la fonction de demande de monnaie. D'autre part, il montre que l'élasticité de la demande de monnaie par rapport au taux d'inflation, taux d'intérêt, PIB et taux de change varie non seulement selon le régime considéré, mais aussi entre les pays sujet de l'étude.

Section 3 : Apport par rapport aux études antérieures sur la Tunisie

La présente étude diffère des travaux antérieurs par le fait qu'elle utilise des méthodologies empiriques d'estimation relativement nouvelles en termes d'application au contexte de demande de monnaie. En effet, rares sont les études traitant le contexte tunisien et qui appliquent la technique de test des limites sur la fonction de demande de monnaie (il existe, en fait, une seule, celle de Ben-Salha et Jaidi (2014)). Par ailleurs, ce mémoire utilise des données plus récentes. La période d'échantillonnage atteint le premier trimestre de l'année 2015. Les travaux antérieurs n'ont pas dépassé l'année 2012 dans leurs échantillons. En plus,

cette analyse prend en compte l'effet du marché boursier sur la demande de monnaie ainsi que le phénomène de substitution entre les actifs financiers et la monnaie proprement dite. Elle intègre le prix des actifs dans le modèle de base. En outre, cette analyse prend en compte l'incidence des changements structurels induits par la révolution tunisienne sur l'évolution de la fonction de demande du dinar. Ce travail met, également, en relief l'importance du money gap et son effet sur l'output gap. Ceci rend la monnaie aussi importante même dans un cadre de ciblage d'inflation. Chose qui n'a jamais été faite dans les travaux traitant les pays émergents. Une autre nouveauté qu'apporte cet article est son analyse du secteur informel, source de décalage dans le rythme de croissance entre la masse monétaire et le revenu réel. Ce mémoire essaye de modéliser cette variable qui est responsable pour la plupart des pressions inflationnistes croissantes observées en Tunisie depuis la révolution.

Conclusion

Le sujet de demande de monnaie demeure un sujet d'actualité vu le nombre important d'études empiriques récentes qui l'ont traité. Plusieurs ambiguïtés se détectent au niveau des relations entre les variables indépendantes et de contrôle et la variable dépendante. Le seul moyen de trancher quant au signe et significativité des paramètres ainsi que la forme et la stabilité de la fonction de demande de monnaie est de mener une analyse empirique parcimonieuse.

Chapitre III : Validation empirique

Introduction

Ce chapitre sera consacré à l'analyse de la fonction de demande de monnaie. D'abord, on se propose de définir les déterminants de la demande de monnaie. Puis, on présente de façon détaillée la méthodologie empirique utilisée. On passe, ensuite, à l'analyse de la stationnarité et les évolutions des variables au cours du temps. Le modèle de base ainsi que les différents tests de robustesse et de stabilité ont été effectués. Enfin, en fonction des résultats trouvés, on étend l'analyse sur d'autres terrains tels que celui de l'économie parallèle, money et output gap.

Section 1 : Spécification du modèle et des données

La demande de monnaie est, en général, exprimée en termes d'une variable d'échelle, telle que le revenu réel, et une variable représentant le coût d'opportunité de détention de la monnaie, tel que le taux d'intérêt ou le taux d'inflation.

Dans la fonction de demande de monnaie, le revenu réel national et le coût d'opportunité de détention de la monnaie sont deux variables importantes, car l'efficacité de la politique monétaire est dépendante de la sensibilité de leurs élasticités. La demande de monnaie est généralement exprimée comme suit :

$$\left(\frac{M}{P}\right) = f(y, i) \quad (1)$$

Où la demande des encaisses réelles (M/P) dépend du revenu réel (y) et d'une variable mesurant le coût d'opportunité de détention de la monnaie (taux du marché monétaire). La fonction de demande de monnaie est formulée ainsi :

$$\ln m3^+_t = \alpha_0 + \alpha_1 \ln PIB_t + \alpha_2 TMM_t + \alpha_3 \ln tcen_t + \alpha_4 \ln Tunindex_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

Où $m3^+$, PIB, TMM, tcen, et Tunindex représentent, respectivement, la demande de monnaie réelle au sens large¹², le PIB réel, le taux moyen du marché monétaire, le taux de change effectif nominal, et l'indice boursier Tunindex exprimé en dinars. ε_t désigne le terme d'erreur et ln est le logarithme népérien. Comme dans les travaux de Narayan et Narayan

¹² $M3^+ = M3 + \text{titres de l'Etat auprès du public}$.

(2008), Avouyi-Dovi et al (2011) et Ben-Salha et Jaidi (2014), le taux d'intérêt n'est pas dans la forme logarithmique. Toutes les variables introduites dans l'équation (2) sont en dinar tunisien.

En se basant sur la théorie, on s'attend à ce que le signe de α_0 soit positif, alors que α_1 soit négatif. Le signe de α_2 peut être positif ou négatif, de même pour α_3 .

D'une part, étant donné qu'une appréciation de la devise étrangère (ou dépréciation de la monnaie locale) fasse augmenter la valeur en terme de monnaie locale des actifs étrangers détenus par des résidents, la demande de monnaie locale peut augmenter suite à cet effet richesse accru engendrant une efficacité ternie d'une politique monétaire donnée. D'autre part, au fur et à mesure que la monnaie locale se déprécie, s'il y a des anticipations de poursuite de cette dépréciation dans le futur, les spéculateurs résidents auront tendance à détenir plus de devises et moins de monnaie locale. Il s'agit dans ce cas du phénomène de substitution monétaire internationale.

Concernant le prix des actifs, Friedman (1988) était le premier à mettre en exergue l'importance de l'activité et la physionomie du marché boursier au niveau de la fonction de demande de monnaie américaine. L'idée de base consiste dans le fait qu'un supplément de richesse affectera la demande de monnaie à travers deux canaux.

Le premier est l'effet de substitution (négatif). En d'autres termes, un accroissement des prix des actifs les rend plus attractifs en tant que moteurs d'investissement par rapport à la monnaie.

Le second est l'effet revenu (positif). Autrement dit, tant que la richesse augmente, une partie de la richesse additionnelle peut être investie dans des actifs liquides. En outre, comme le volume des transactions financières croît avec des niveaux des prix des actifs élevés, la demande de monnaie pour le motif de transaction va aussi augmenter. En conséquence, l'effet net des prix des actifs est ambigu. Le signe de α_3 est un sujet purement empirique.

Cette étude est basée sur des données trimestrielles allant du premier trimestre de l'année 2000 au premier trimestre de l'année 2015. À part le PIB trimestriel fourni par l'Institut National de la Statistique en cvs (corrigé des variations saisonnières), toutes les autres variables ont été corrigées des effets saisonniers à l'aide de l'outil d'ajustement saisonnier X 13-ARIMA de EViews 9.

Le choix de l'agrégat monétaire $M3^+$ pour procéder à cette analyse n'est pas arbitraire. Bahmani-Oskooee et al (2015) suggèrent que l'utilisation de $M3$ est plus appropriée lors de la formulation de la politique monétaire. En plus, la BCT considère l'agrégat monétaire $M3$ comme cible intermédiaire lors de la conduite de sa politique monétaire (Boughrara, 2001 ; Sghaier et Abida, 2013 ; Ben-Salha et Jaidi, 2014 ; Lajnaf, 2014). D'ailleurs, Avouyi-Dovi et al (2011) démontrent qu'il existe une relation de demande de monnaie stable pour cet agrégat qui possède également des propriétés d'indicateur vedette en ce qui concerne l'inflation future. Par ailleurs, l'agrégat ajusté $M3^+$ a été utilisé par la BCT à des fins d'analyse et de traitement. Treichel (1997) indique que la monnaie au sens large est une cible contrôlable et opérationnelle en Tunisie et ainsi, elle peut être considérée comme cible intermédiaire¹³. Enfin, comme le démontre la revue de littérature empirique, la plupart des travaux axés sur la Tunisie ont utilisé l'agrégat monétaire $M3$ comme variable dépendante au niveau de l'estimation de la fonction de demande de monnaie.

Section 2 : La méthodologie empirique

En comparaison avec les techniques de cointégration classiques telles que Engle et Granger en 1987 et Johansen et Juselius en 1990, l'approche de test des limites introduite par Pesaran et Shin en 1999 et ensuite étendue par Pesaran et al. (2001) présente de nombreux avantages. D'abord, les techniques classiques de cointégration exigent que les variables incluses dans la régression soient intégrées d'ordre un, alors que l'approche de test des limites peut être implantée indépendamment des propriétés stationnaires des variables (intégrées d'ordre zéro, d'ordre un, ou partiellement intégrées). Par conséquent, cette technique élimine l'incertitude inhérente à l'ordre d'intégration (Ben-Salha, 2013). Ensuite, elle peut être appliquée aux petits échantillons, alors que la procédure d'Engle et Granger ou celle de Johansen et Juselius n'est pas cohérente pour les échantillons de taille relativement faible.

Dans le même sillage, Bahmani-Oskooee et Gelan (2008) montrent que l'approche de test des limites est la technique la plus appropriée pour l'estimation des fonctions de demande de monnaie au sein des pays en développement. Puis, cette approche fournit des coefficients estimés de long terme non biaisés. Enfin, lors de l'utilisation de l'approche ARDL, le modèle à correction des erreurs résultant est obtenu à travers une simple transformation linéaire.

¹³ Arize et Shwiff (1998) concluent également que $M2$ est préférée à $M1$ lors de l'estimation de la fonction de demande de monnaie dans 25 pays en voie de développement, y compris la Tunisie.

Dans le but d'appliquer cette approche, la fonction de demande de monnaie présentée en (2) est transformée comme suit :

$$\begin{aligned} \Delta \ln m3^+_t = & \alpha_0 + \sum_{j=1}^p \varphi_j \Delta \ln m3^+_{t-j} + \sum_{k=0}^p \psi_k \Delta \ln PIB_{t-k} + \sum_{h=0}^p \lambda_h \Delta TMM_{t-h} + \sum_{l=0}^p \eta_l \Delta \ln tcen_{t-l} \\ & + \sum_{m=0}^p \mu_m \Delta \ln Tunindex_{t-m} + \delta_1 \ln m3^+_{t-1} + \delta_2 \ln PIB_{t-1} + \delta_3 TMM_{t-1} + \delta_4 \ln tcen_{t-1} + \delta_5 \ln Tunindex_{t-1} + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (3)$$

Où Δ est l'opérateur de différence première. Pour examiner la preuve d'existence de relation de long terme entre $\ln m3^+_t$, $\ln PIB_t$, TMM_t , $\ln tcen_t$, et $\ln Tunindex_t$, Pesaran et al. (2001) propose le test de limites basé sur le test de Wald (F-test).

Le F-test est un test où l'hypothèse nulle est l'absence de cointégration entre les variables contre l'hypothèse alternative de présence de cointégration :

$H_0 : \delta_1 = \delta_2 = \delta_3 = \delta_4 = \delta_5 = 0 \rightarrow$ l'absence de relations de cointégration

$H_1 : \delta_1 \neq 0; \delta_2 \neq 0; \delta_3 \neq 0; \delta_4 \neq 0; \delta_5 \neq 0 \rightarrow$ existence de relations de cointégration

Il est à signaler que la distribution asymptotique de la statistique F n'est pas standard sous l'hypothèse nulle d'absence de cointégration, indépendamment du fait que les variables explicatives soient purement $I(0)$ ou $I(1)$. Les deux valeurs critiques des limites (supérieure et inférieure) dépendent de trois critères : (i) l'ordre d'intégration des variables explicatives ($I(0)$ ou $I(1)$) ; (ii) le nombre de variables explicatives ; et (iii) l'inclusion d'une constante et d'une tendance ou d'une constante seulement. La décision quant à l'existence ou non de cointégration est basée sur la comparaison entre la statistique F calculée et les valeurs critiques des limites. Pour un seuil de confiance donné, si la statistique F calculée est plus élevée que la valeur critique de la limite supérieure alors l'hypothèse nulle d'absence de cointégration est rejetée. Lorsque la statistique F se situe entre les valeurs critiques supérieure et inférieure, aucune décision concluante sur l'existence de cointégration ne peut être avancée. Enfin, si la statistique F est inférieure à la valeur critique de la limite inférieure, l'hypothèse nulle d'absence de cointégration ne peut pas être rejetée. Une fois une relation de cointégration entre la demande de monnaie et ses déterminants est trouvée, on estime les élasticités de long terme en utilisant l'équation suivante :

$$\ln m3^+_t = \gamma_0 + \sum_{j=1}^u \gamma_1 \ln m3^+_{t-j} + \sum_{j=0}^q \gamma_2 \ln PIB_{t-j} + \sum_{j=1}^r \gamma_3 TMM_{t-j} + \sum_{j=1}^s \gamma_5 \ln tcen_{t-j} + \sum_{j=1}^v \gamma_6 \ln Tunindex_{t-j} + v_t \tag{4}$$

Enfin, l'estimation des dynamiques de court terme est réalisée à travers l'estimation du modèle ECM associé au modèle ARDL. Il prend la forme suivante :

$$\Delta \ln m3^+_t = \gamma_0 + \sum_{j=1}^n \gamma_1 \Delta \ln m3^+_{t-j} + \sum_{j=1}^n \gamma_2 \Delta \ln PIB_{t-j} + \sum_{j=1}^n \gamma_3 \Delta TMM_{t-j} + \sum_{j=1}^n \gamma_4 \Delta \ln tcen_{t-j} + \sum_{j=1}^n \gamma_5 \Delta \ln Tunindex_{t-j} + \gamma_6 \varepsilon_{t-1} + v_t \tag{5}$$

Où ε_{t-1} est le terme de correction des erreurs retardé d'une période. Ce terme mesure la vitesse d'ajustement envers la relation d'équilibre à long terme si des chocs à court terme se produisent. En outre, un terme de correction des erreurs négatif et statistiquement significatif confirme les résultats du F-test concernant l'existence de cointégration entre les variables (Bahmani-Oskooee et Rehman, 2005).

Section 3 : Résultats empiriques

3.1. Faits stylisés

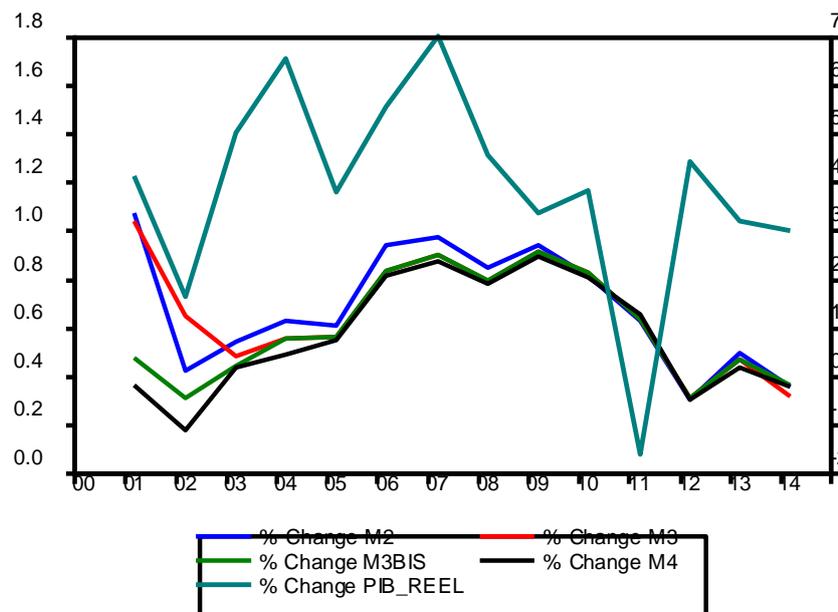


Figure 2: Évolution des différents agrégats monétaires et du PIB réel

L'activité économique a connu une période de bonnes performances durant la période allant de l'année 2000 à l'année 2008. Cependant, au cours de l'année 2002 la croissance économique a subi une forte décélération suite notamment à la dégradation de l'activité du secteur touristique expliquée par l'occurrence des attentats terroristes du 11 septembre 2001 aux Etats Unis et d'Avril 2002 à Djerba. Un taux de croissance aux alentours de 5% a été enregistré au cours de cette période grâce à une consommation privée soutenue.

Grâce au faible degré d'intégration de l'économie tunisienne dans l'économie mondiale ainsi que les contrôles exercés sur les mouvements de capitaux, la Tunisie a bien géré la crise financière. Néanmoins, elle a subi un ralentissement de l'économie suite à la crise témoignée par le partenaire numéro 1 de la Tunisie, à savoir l'Europe. En effet, Le volume des échanges (importations et exportations) entre la Tunisie et l'Europe excède celui des autres pays du sud de la Méditerranée. Ce volume élevé a rendu l'économie tunisienne vulnérable à la conjoncture économique Européenne. Ainsi, un choc sur l'activité économique dans la zone Euro aura un effet significatif sur le niveau de croissance en Tunisie. Une telle dépendance, jumelée à d'autres facteurs internes, ont entravé la reprise économique à la veille de la révolution. L'activité économique connaît encore des difficultés colossales à retrouver la cadence des années 2004 à 2007 étant donné la situation préoccupante que vit la Zone Euro actuellement.

Le niveau des agrégats monétaires a, en quelques sortes, suivi la dynamique du taux de croissance économique. En effet, la baisse remarquable de l'activité en 2002 a eu un effet négatif sur le volume des encaisses réelles au sens de M2, M3, M3⁺¹⁴ et M4. Ceci dit que l'offre de monnaie était indexée à la croissance du PIB réel entre 2000 et 2010. Après la révolution du 14 Janvier 2011 et la dégradation des fondamentaux de l'économie tunisienne, la dynamique des agrégats monétaires ne semble plus suivre celle du taux de croissance. En fait, la politique monétaire de l'institut d'émission a renoncé au ciblage monétaire depuis 2009 et a décidé d'accorder plus d'attention à l'évolution des autres déterminants de l'inflation. Cependant, La BCT n'a pas encore adoptée une stratégie de ciblage d'inflation. Le projet de jumelage s'est focalisé sur la mise en place d'un cadre analytique de politique monétaire axé sur le ciblage d'inflation qui n'est pas forcément la stratégie IT qui nécessite d'autres prérequis.

¹⁴ M3⁺ n'est autres que M3 augmenté des titres de l'Etat auprès du public. Il s'agit d'un agrégat que la BCT était en train de calculer en tant qu'outil d'aide à l'analyse.

3.2. Intégration et analyses de cointégration

Avant de tester la présence des relations de long terme entre la demande de $M3^+$ et ses déterminants, on doit commencer par l'étude de la stationnarité des variables introduites dans le modèle. Malgré que l'approche ARDL permette de tester la cointégration en présence de variables caractérisées par différents ordres d'intégration, il n'est pas possible de l'appliquer s'il y a des variables intégrées d'ordre 2 et plus¹⁵. Pour ceci, on applique les tests de racine unitaire suivant : ADF (Dickey-Fuller Augmenté), PP (Phillips-Perron), DF-GLS (Dickey-Fuller GLS), KPSS (Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin) et ERS (Elliott-Rothenberg-Stock).

Comme le démontre Tableau 3, la plupart des tests confirment de façon presque certaine l'existence de racine unitaire pour les variables $\ln tcn$, $\ln PIB$ et $\ln Tunindex$. Ces trois variables prises en différence première ne contiennent plus de racine unitaire. Ainsi, il s'agit de séries intégrées d'ordre 1.

Concernant $\ln m3^+$, cette variable exhibe une stationnarité en niveau prouvée par le test KPSS avec constante et tendance. Par ailleurs, elle se montre non stationnaire, même en différence première avec les tests ADF sans constante ni tendance, DF-GLS et ERS. Pour les tests restants, elle est considérée I(1).

Pour ce qui est de la variable TMM , elle semble être I(1) selon les tests ADF sans constante ni tendance et avec constante, PP et ERS avec constante. Pour les tests restants, elle est considérée stationnaire en niveau, soit I(0).

Ces résultats peu concluants sont parmi les raisons de l'utilisation de l'approche ARDL qui est la plus appropriée pour résoudre ce type de problèmes.

Par ailleurs, suite à la possible existence de changements structurels qui pourraient avoir lieu au cours de la période d'étude, on emploie le test de racine unitaire avec point de rupture qui permet de tester la stationnarité des variables en présence de changement structurel endogène.

Ce test de racine est exécuté en niveau et en différence première avec constance et avec constante et tendance.

Comme le montre Tableau 1, toutes les variables sont intégrées d'ordre 1 au seuil de 1%, à l'exception de la variable TMM qui est stationnaire en niveau au seuil de 10%. Ces dates de rupture fournissent des informations pertinentes quant à la survenance d'événements macroéconomiques ou politiques majeurs au sein de la Tunisie.

¹⁵ Ceci est dû au fait qu'il n'existe pas de valeurs critiques des limites pour I(2) dans la table de Pesaran et al. (2001).

Le test révèle que la plupart des variables exhibent un break structurel au niveau du premier trimestre de l'année 2011 ainsi que le dernier trimestre de l'année 2010. Cette date coïncide avec le déclenchement de la Révolution tunisienne et les perturbations qui l'ont suivi. Les résultats de ce test sont renforcés par le test de racine unitaire de Zivot-Andrews qui trouve des dates de rupture autour de fin 2010 et début 2011 comme le montre tableau 2.

Tableau 1: Test de racine unitaire avec point de rupture

Tests Variables	Avec constante	Date de rupture	Avec constante et tendance	Date de rupture
En Niveau				
Ln m3 ⁺	-3.209	2005:Q3	-2.937	2006 :Q3
Ln PIB	-3.127	2003: Q2	-2.798	2010 :Q3
TMM	-3.649	2008: Q4	-4.661*	2013 :Q1
Ln tcen	-1.633	2003 :Q3	-3.539	2003 :Q3
Ln Tunindex	-3.101	2005 :Q4	-3.162	2006 :Q3
En différence première				
Ln m3 ⁺	-8.895***	2011 :Q1	-10.459***	2011 :Q1
Ln PIB	-8.904***	2011 :Q1	-8.839***	2011 :Q1
TMM	-5.48***	2009 :Q1	-5.35***	2009 :Q1
Ln tcen	-8.194***	2013 :Q4	-8.175***	2013 :Q4
Ln Tunindex	-4.691***	2006 :Q1	-6.293***	2010 :Q4
Valeurs critiques				
1%	-4.949		-5.347	
5%	-4.443		-4.859	
10%	-4.193		-4.607	

Type de rupture: innovation outlier, critère de sélection du point de rupture : Dickey-Fuller min-t, critère de sélection de la longueur du retard : SIC, l'hypothèse H0 consiste en l'existence de racine unitaire au sein de la variable. Les valeurs critiques sont issues de Vogelsang (1993). ***, **et * désignent le rejet de l'hypothèse nulle au seuil de 1%, 5% et 10% respectivement.

Les dates de ruptures sont significatives au seuil de 1% indiquant la forte présence d'un phénomène de changement structurel. Cependant, chaque variable exhibe une date de rupture qui diffère des autres. Ceci s'explique par le fait que les variables ont subis l'effet de changements de stratégie, de politique ou de cadre réglementaire national ou international.

Tableau 2: Test de racine unitaire de Zivot-Andrews

Tests Variables	Avec constante	Date de rupture	Avec tendance	Date de rupture
Ln m3 ⁺	-3.173***	2011:Q4	-2.850***	2011 :Q2
Ln PIB	-2.823***	2010:Q4	-2.814***	2008 :Q2
TMM	-4.171***	2013:Q1	-4.355***	2012:Q1
Ln tcen	-3.574***	2003:Q4	-3.114***	2005:Q4
Ln Tunindex	-3.435***	2012:Q3	-3.495***	2010:Q3
Valeurs critiques				
1%	-5.34		-4.80	
5%	-4.39		-4.42	
10%	-4.58		-4.11	

***, **et * désignent le rejet de l'hypothèse nulle au seuil de 1%, 5% et 10% respectivement.

Tableau 3: Les tests de racine unitaire

Variables	Tests	ADF			PP			DF GLS		KPSS		ERS	
		Sans constante ni tendance	Constante	Constante et tendance	Sans constante ni tendance	Constante	Constante et tendance	Constante	Constante et tendance	Constante	Constante et tendance	Constante	Constante et tendance
En Niveau m3+		8.777	0.068	-1.564	7.469	0.005	-1.77	-0.023	-1.095	0.967	0.131***?	1191.208	48.186
Ln PIB		6.663	-1.969	-0.575	5.692	-1.814	-0.827	0.488	-0.733	0.973	0.21***?	805.898	36.508
TMM		-0.733	-2.291	-3.294***?	-0.772	-1.758	-2.013	-1.638*?	-3.354**?	0.7***?	0.107***	5.834	3.74***
Ln tcen		-5.129***	0.414	-1.936	-5.492***	-0.733	-2.527	-0.339	-1.805	0.975	0.105***	827.758	15.66
Ln Tunindex		1.135	-0.653	-2.114	1.33	-0.545	-1.786	-0.249	-1.79	0.836	0.122***?	27.182	15.71
En différence première m3+		-1.316	-7.822***	-7.718***	-4.088***	-7.818***	-7.732***	-1.061	-1.755	0.257***	0.251	5.931	8.563
Ln PIB		-2.27**?	-6.657***	-6.972***	-4.696***	-6.725***	-7.015***	-6.699***	-7.042***	0.334***	0.075***	1.057***	3.134***
TMM		-4.149***	-4.143***	-4.129***	-4.033***	-4.019***	-3.989**?	-4.179***	-4.182***	0.089***	0.057***	1.165***	4.243**?
Ln tcen		-1.597	-7.442***	-7.326***	-5.069***	-6.062***	-6.01***	-7.418***	-6.6***	0.122***	0.092***	0.416***	1.126***
Ln Tunindex		-4.453***	-4.617***	-3.836** ?	-4.456***	-4.619***	-4.588***	-4.645***	-4.658***	0.157***	0.152***	1.129***	0.88***
Valeurs critiques	1%	-2.606	-3.548	-4.124	-2.604	-3.546	-4.121	-2.605	-3.747	0.739	0.216	1.886	4.228
	5%	-1.946	-2.912	-3.489	-1.946	-2.911	-3.487	-1.946	-3.170	0.463	0.146	2.998	5.704
	10%	-1.613	-2.594	-3.173	-1.613	-2.593	-3.172	-1.613	-2.872	0.347	0.119	3.962	6.774

L'hypothèse H_0 consiste en l'existence de racine unitaire au sein de la variable. Les valeurs critiques sont issues de Mackinnon (1996). ***, **et * désignent le rejet de l'hypothèse nulle au seuil de 1%, 5% et 10% respectivement. Le « ? » désigne une acceptation de l'hypothèse nulle à certains seuils et son rejet à d'autres seuils pour la même valeur critique du test.

Bref, les tests de racine unitaire suggèrent que les variables utilisées dans la partie empirique sont tous intégrés d'ordre 1, sauf *TMM* qui est $I(0)$.

Ainsi, l'approche de test des limites autorégressives à retards échelonnés peut être appliquée pour tester l'existence de relations de cointégration.

Tableau 4: La statistique F et les relations de cointégration entre les variables

Modèle	Statistique F	Valeurs critiques asymptotiques			
		95%		99%	
		I(0)	I(1)	I(0)	I(1)
$F_{\ln m3^+}(\ln m3^+ \backslash \ln \text{PIB}, \text{TMM}, \ln \text{tcen}, \ln \text{tunindex})$	5.373***	2.86	4.01	3.74	5.06
$F_{\text{TMM}}(\text{TMM} \backslash \ln m3^+, \ln \text{PIB}, \ln \text{tcen}, \ln \text{tunindex})$	3.713	2.86	4.01	3.74	5.06
$F_{\ln \text{tcen}}(\ln \text{tcen} \backslash \ln m3^+, \ln \text{PIB}, \text{TMM}, \ln \text{tunindex})$	3.621	2.86	4.01	3.74	5.06
$F_{\ln \text{PIB}}(\ln \text{PIB} \backslash \ln m3^+, \text{TMM}, \ln \text{tcen}, \ln \text{tunindex})$	2.223	2.86	4.01	3.74	5.06
$F_{\ln \text{tunindex}}(\ln \text{tunindex} \backslash \ln m3^+, \ln \text{PIB}, \text{TMM}, \ln \text{tcen})$	2.717	2.86	4.01	3.74	5.06

*** désigne le rejet de H_0 consistant en l'absence de cointégration au seuil de 1%.

Le test de limite appliqué sur les variables (dépendante et indépendantes) montre que la statistique F, calculée en prenant à chaque fois une des variables du modèle de base comme variable dépendante, est significative et supérieure à la limite supérieure aussi bien au seuil de 1% que de 5% pour une seule spécification. L'unique spécification pour laquelle la statistique F est significative est lorsque le logarithme de la demande des encaisses réelles au sens large est pris comme variable dépendante, la statistique F est significative au seuil de 1% et elle est la plus élevée en comparaison avec les 3 autres spécifications. Ainsi, les résultats suggèrent la présence d'une relation de cointégration entre $m3^+$ et ses déterminants. Autrement dit, il y a une relation d'équilibre à long terme entre la demande de monnaie au sens large, d'une part, le revenu réel, le taux d'intérêt, le taux de change effectif nominal, et le rendement des actions (présenté par la valeur du Tunindex en Dinars) d'autre part.

L'étape suivante consiste à estimer les relations de long terme et les dynamiques de court terme entre la demande de monnaie et ses déterminants.

3.3. Les coefficients de long et de court terme

Ayant démontré la présence d'une relation d'équilibre de long terme entre la demande de monnaie au sens large et ses déterminants, on procède à l'estimation des élasticités de long terme des variables focales en s'appuyant sur l'équation (4). La structure du retard est sélectionnée sur la base du critère SC (Schwarz Criterion). Les résultats sont présentés dans Tableau 5.

Le revenu réel et le rendement des actions approximé par la valeur en dinar de l'indice Tunindex sont tous les deux significatifs au seuil de 10% et 5% respectivement. Les variables

TMM et taux de change effectif nominal ne sont pas significatives mais ils portent des signes intéressants. En effet, lorsque le taux de change effectif nominal augmente de 1 % (autrement dit la valeur du dinar s'apprécie), la demande de monnaie augmente de 0.11% (toutes choses étant égales par ailleurs). Pour ce qui est du TMM, il apparaît comme le taux de rendement des dépôts ou le taux d'intérêt intrinsèque vu son signe positif plutôt qu'un coût d'opportunité de détention de la monnaie.

Tableau 5: Coefficients de long terme

Variable	Coefficient	Ecart type	Statistique t	Probabilité
Ln PIB	1.241781*	0.632440	1.963476	0.0547
TMM	0.001364	0.021843	0.062464	0.9504
Ln tcen	0.114833	0.554165	0.207218	0.8366
Ln Tunindex	0.152414**	0.063668	2.393904	0.0202
Constante	-2.019727	8.290169	-0.243629	0.8084

***, **et * désignent le rejet de l'hypothèse nulle au seuil de 1%, 5% et 10% respectivement.

En analysant les signes des autres coefficients, on trouve que le revenu réel affecte positivement la demande de M3 augmentée. Ceci est conforme aux théories économiques qui stipulent que lorsque le revenu augmente, la demande de monnaie augmente suites aux effets de richesse et de transactions. En d'autres termes, lorsque le revenu réel augmente, la richesse augmente et la consommation augmente et donc le besoin du cash pour conclure les transactions s'accroît. Cependant, cette élasticité est proche de celle observée dans les pays développés, où elle est de l'ordre de 1 ou même plus. Ceci reflète le fait que la monnaie représente, en quelques sortes, un bien de luxe du fait que sa demande croît à un rythme plus important et plus rapide que le revenu. Ce résultat s'interprète également comme un faible degré de monétisation de l'économie tunisienne¹⁶ et une rareté d'actifs financiers alternatifs ou substituts à la monnaie. En plus, ceci implique que la demande de monnaie n'émane pas seulement des besoins de transaction. Ce résultat est similaire à celui trouvé par Bahmani-

¹⁶ La monétisation est l'introduction de nouvelles formes de moyen de paiement dans le circuit économique par les banques commerciales ou les banques centrales par augmentation simultanée de leur actif (sous forme de créances) et de leur passif (nouvelle monnaie émise en contrepartie de la créance). La monétisation par les banques commerciales augmente la masse monétaire disponible dans l'économie. La monétisation par les banques centrales augmente les liquidités disponibles pour les banques commerciales, sous forme d'augmentation de la base monétaire. Les banques centrales peuvent également monétiser des titres de dette publique. On parle dans ce cas d'assouplissement quantitatif (*quantitative easing*).

Oskooee et al (2015) (1.82), Bahmani-Oskooee et Xi (2014) (1.4), Bahmani-Oskooee et al (2013) (1.49), Kumar et al (2013) (1.63) et Bahmani-Oskooee et al (2012) (1.11).

Par ailleurs, le signe de la variable *TMM* diffère de la littérature empirique qui énonce que lorsque le coût d'opportunité de détention de la monnaie augmente (c'est-à-dire le taux de rendement des actifs alternatifs à la monnaie augmente), les agents s'orientent vers l'échange de la monnaie contre les actifs financiers alternatifs. Dans ce cas, le *TMM* s'interprète comme étant le taux d'intérêt intrinsèque de la monnaie. Ce résultat est similaire avec Kiptui (2014) qui trouve un effet positif de long terme du taux d'intérêt domestique sur la demande de monnaie (0.24). Cependant, il diffère de celui trouvé par Bahmani-Oskooee et al (2012) (-0.43), Kumar et al (2013) (-0.071), Ben-Salha et Jaidi (2014) (-0.07), Bahmani-Oskooee et Xi (2011) (-0.018) et Bahmani-Oskooee et al (2015) (-0.11).

Concernant le taux de change effectif nominal, son coefficient est positif mais non significatif. Ceci signifie qu'une dépréciation du taux de change effectif nominal¹⁷, c'est-à-dire la dépréciation du dinar tunisien, stimule un accroissement des anticipations de nouvelles dépréciations de la monnaie locale dans le futur. Ainsi, les spéculateurs résidents auront tendance, effectivement, à détenir plus de devises et moins de dinars et donc la demande de monnaie baisse et inversement. La non significativité de la variable s'explique par le fait que la détention des devises est très régulée en Tunisie. Ainsi, la substitution entre la monnaie locale contre les devises étrangères n'est pas une opération aisée dans le cas d'une appréciation ou dépréciation du taux de change. Ce résultat est similaire à celui trouvé par Bahmani-Oskooee et Xi (2014) (0.149), Bahmani-Oskooee et al (2015) (0.64), Bahmani-Oskooee et Xi (2011) (0.137) et Ben-Salha et Jaidi (2014) (0.26). Cependant, il diffère de celui trouvé par Kiptui (2014) (-0.21), Bahmani-Oskooee et al (2013) (-0.24), et Bahmani-Oskooee et al (2012) (-0.49), où les auteurs trouvent un effet de substitution entre la monnaie locale et les devises étrangères.

Pour ce qui est du rendement des actifs, le signe de *log Tunindex* est positif et significatif. Ce résultat corrobore l'existence d'effet revenu. Autrement dit, lorsque la richesse augmente, une partie de la monnaie supplémentaire peut être investie dans des actifs liquides. En plus, au fur et à mesure de l'accroissement du chiffre d'affaires des transactions financières avec l'accroissement du niveau des prix des actifs, la demande de monnaie pour le

¹⁷ Le taux de change effectif nominal suit une cotation à l'incertain. Autrement dit, la valeur du taux désigne la valeur de la monnaie nationale en termes de devises étrangères.

motif transactionnel va également croître. Ce résultat indique également que tout surplus ou revenu obtenu sur les marchés financiers est transformé immédiatement en monnaie. Ceci dit qu'il n'y a pas de réinvestissement des plus-values en bourse. Ce résultat est sur la même longueur d'onde avec les travaux d'Özdemir et Saygili (2013) et Baharumshah et al (2009) (0.1543%). Cependant, Avouyi-Dovi et al (2011) trouvent plutôt l'existence d'un effet de substitution entre la monnaie et les autres actifs financiers (-0.074%).

Vu l'existence de relation de long terme entre la demande de monnaie et ses déterminants, on procède à l'estimation des dynamiques de court terme de cette fonction à travers l'implantation d'un modèle à correction des erreurs. La déviation de la relation de long terme peut être due à la survenance de chocs à court terme. L'utilisation du modèle ECM permet de vérifier les élasticités de court terme et mesurer la vitesse d'ajustement envers l'équilibre de long terme. Tableau 6 présente le modèle ECM basé sur l'approche ARDL.

Tableau 6: Coefficients de court terme et forme de cointégration

Variable	Coefficient	Ecart type	Statistique t	Probabilité
$\Delta \text{Ln PIB}$	0.171257***	0.063754	2.686205	0.0096
ΔTMM	0.000188	0.003002	0.062680	0.9503
$\Delta \text{Ln tcen}$	0.015837	0.079444	0.199346	0.8427
$\Delta \text{Ln Tunindex}$	0.021020*	0.011812	1.779573	0.0808
ε_{t-1}	-0.137912***	0.036174	-3.812446	0.0004

***, **et * désignent le rejet de l'hypothèse nulle au seuil de 1%, 5% et 10% respectivement. Où la relation de cointégration s'écrit comme suit : $m3^+ - (1.2418*\text{Ln PIB}_t + 0.0014*\text{TMM}_t + 0.1148*\text{Ln tcen}_t + 0.1524*\text{Ln Tunindex}_t - 2.0197)$.

À la lumière des résultats trouvés, le terme ECM est négatif et significatif au seuil de 1%, confirmant les résultats de la procédure de test des limites et indiquant que le volume de la demande de monnaie et ses déterminants ne peuvent pas dévier ou s'écarter de façon systématique de l'état d'équilibre de long terme. Dans le même sillage, la valeur du terme ECM est relativement faible, dénotant que presque 14% du déséquilibre observé au niveau de la demande de $M3^+$ due aux chocs antérieurs se produisant à court terme se réajuste envers l'équilibre de long terme au cours du trimestre en cours. Ce résultat est conforme avec ceux trouvés par Bahmani-Oskooee et al (2015) (-15%), Bahmani-Oskooee et Xi (2014) (-9.16%), Bahmani-Oskooee et Xi (2011) (-8.72%), Ben-Salha et Jaidi (2014) (-24.7%), Kumar et al (2013) (-38.6%), Kiptui (2014) (-46%), Bahmani-Oskooee et al (2013) (-14.8%) et Bahmani-Oskooee et al (2012) (-69.9%).

Seuls le revenu réel et le rendement des actifs affectent la demande de monnaie au sens de $M3^+$ sur le court terme. En effet, lorsque la variation du revenu réel augmente de 1%, la variation des encaisses réelles au sens de $M3$ augmentée croît de 0.17%. Ce résultat souligne la présence d'un effet revenu ou effet richesse. Il est conforme à ceux trouvés par Bahmani-Oskooee et al (2012) (0.078%), Bahmani-Oskooee et al (2013) (0.13%), Kiptui (2014) (0.24%), Bahmani-Oskooee et Xi (2011) (0.38%), Bahmani-Oskooee et Xi (2014) (0.14%) et Bahmani-Oskooee et al (2015) (0.26%). Concernant le rendement des actifs, sa variation de 1% engendre l'accroissement de la variation des encaisses monétaires au sens large de 0.021%. Cet effet faible de court terme fait référence au sous-développement du marché financier tunisien, en général, et du marché boursier, en particulier.

Afin d'évaluer et juger la validité des résultats précités ainsi que la qualité et la pertinence du modèle estimé, on procède à la mise en place d'un ensemble de tests de diagnostic. Ces tests sont présentés dans Tableau 7. Le test de multiplicateur de Lagrange servant à détecter toute autocorrélation dans les résidus de l'estimation par la méthode de test des limites montre que les termes d'erreurs ne souffrent d'aucune corrélation. Ainsi, le modèle adopté est validé. En effet, l'hypothèse nulle d'absence de corrélation résiduelle est acceptée à tous les seuils de confiance avec une p-value supérieure à 10% aussi bien pour le test de χ^2 (0.1113) que pour le F-test (0.1368).

Tableau 7: Tests de validité du modèle de base

Test	Statistique du test	Probabilité
Test LM de corrélation des résidus	2.053202	0.1386
Test de Normalité	2.038667	0.360835
Test RESET de Ramsey	0.435245	0.5123
Test de ARCH	0.002	0.9645

Le test LM est le test de multiplicateur de Lagrange pour la corrélation de la série des résidus ; le test de normalité est basé sur le skewness et le kurtosis ainsi que la statistique de Jarque-Bera ; le test RESET de Ramsey est le test de Ramsey des variables omises et des erreurs de spécification fonctionnelle et le test de ARCH est le test d'Engle.

Le test de normalité des résidus montre l'acceptation de l'hypothèse H_0 qui stipule que la distribution des termes d'erreurs est normale. En effet, cette distribution présente un coefficient d'asymétrie de 0.008 (très proche de 0) et un coefficient d'aplatissement de 3.846 (très proche de 3). Ces deux coefficients sont proches de ceux d'une loi normale. Le test de stabilité de Ramsey confirme la forme fonctionnelle correcte du modèle. Le dit test, captant les erreurs de spécification, telles que les problèmes d'équations simultanées, variables

omises et résidus corrélés, permet d'accepter l'hypothèse nulle d'absence de problème de forme fonctionnelle.

Le test d'hétéroscédasticité d'ARCH prouve que les résidus sont homoscedastiques étant donné qu'il permet d'accepter l'hypothèse H_0 d'homoscédasticité à tous les seuils de confiance. D'ailleurs, le test de χ^2 et le F-test présentent des p-value (0.9637 et 0.9645 respectivement) qui sont supérieures à 10%. D'autres tests d'hétéroscédasticité corroborent les résultats du test ARCH. Le test de Breusch-Pagan-Godfrey indique l'acceptation de l'hypothèse nulle sur la base du F-test (probabilité de 0.2254) et du test de χ^2 (probabilité de 0.2168). En plus, le test de Glejser approuve l'homoscédasticité résiduelle en acceptant l'hypothèse nulle aussi bien pour le F-test (probabilité de 0.1821) que pour le test de χ^2 (0.1768). Finalement, le test de White soutient les résultats des tests précédents avec des probabilités du F-test et du test de χ^2 (0.1981 et 0.1916 respectivement) supérieures à 10%.

Section 4 : Tests de robustesse

Cette partie vise à considérer certains tests de robustesse permettant de mesurer la sensibilité des résultats précédents à l'égard de certains sujets empiriques tels que l'existence de changement structurel et le choix des variables de contrôle et de la variable expliquée.

D'abord, on introduit d'autres variables dans le modèle de base et on ré-estime les coefficients de long terme associés à la fonction de demande de monnaie modifiée. Ensuite, on s'intéresse à la possible existence de rupture structurelle dans la relation estimée en intégrant une variable indicatrice de la date de rupture et en testant l'existence de relation de long terme. Enfin, on vérifie la stabilité des coefficients en se basant sur le test de stabilité de Chow et sur les tests de somme cumulée des résidus récurrents et de somme cumulée des carrés des résidus récurrents.

4.1. Introduction d'autres variables

4.1.1. Variable expliquée

On procède à l'étude de la robustesse du modèle face au changement de la variable dépendante. On commence par introduire M3 comme variable dépendante vu que jusqu'au 2010 l'agrégat monétaire ciblé par la BCT était M3. Les résultats figurent dans tableau 8.

Tableau 8: Les coefficients de long terme de la fonction de demande de monnaie au sens de M3

Variable	Coefficient	Ecart type	Statistique t	Probabilité
Ln Y	1.226358**	0.590684	2.076156	0.0427
TMM	0.009528	0.026961	0.353410	0.7252
Ln tcen	0.087036	0.575308	0.151286	0.8803
Ln Tunindex	0.212281***	0.074482	2.850092	0.0062
Constante	-3.310655	8.092298	-0.409112	0.6841

***, **et * désignent le rejet de l'hypothèse nulle au seuil de 1%, 5% et 10% respectivement.

Les coefficients semblent avoir approximativement la même ampleur que ceux du modèle de base avec des signes identiques. Le terme ECM est négatif est significatif (-11.68%) indiquant la présence d'une relation de long terme entre M3 et ses déterminants. Ces résultats renforcent la robustesse du modèle.

4.1.2. Variables explicatives

On commence par incorporer d'autres variables qui semblent être des variables explicatives de la demande de monnaie. D'abord, on commence par remplacer le TMM par le taux des bons du Trésor à 52 semaines. Tableau 9 montre les résultats trouvés.

Tableau 9: Les coefficients de long terme avec le taux des bons du Trésor

Variable	Coefficient	Ecart type	Statistique t	Probabilité
Ln Y	1.239735**	0.618207	2.005373	0.0499
<i>i</i>	-0.002424	0.025056	-0.096741	0.9233
Ln tcen	0.106010	0.570764	0.185733	0.8533
Ln Tunindex	0.150462**	0.067004	5.245570	0.0288
Constante	-2.006293	8.126699	-0.246877	0.8059

***, **et * désignent le rejet de l'hypothèse nulle au seuil de 1%, 5% et 10% respectivement.

La variable « *i* » prend le signe négatif attendu d'un proxy du coût d'opportunité de détention de la monnaie. Ainsi, lorsque le taux des bons du Trésor à 52 semaines augmente de 1% la demande des encaisses réelles au sens large baisse de 0.24%¹⁸ (toutes choses étant égales par ailleurs). Cet effet infinitésimal voire même non significatif explique le faible effet de substitution entre la monnaie et les autres actifs financiers qui sont rares. Il s'agit de la mentalité des ménages tunisiens qui préfèrent la sécurité et manquent de culture financière

¹⁸ Une baisse de 0.24 % est déduite de l'équation suivante : $(e^{(-0.0024)} - 1) = -0.002421$.

développée et de la faiblesse de l'investissement en bourse. D'ailleurs, le sous-développement du marché financier est une conséquence de cette attitude.

Concernant les autres déterminants de la demande de monnaie, ils ont les signes et significativité très proches du modèle de TMM. Ceci met en exergue la robustesse du modèle de base. Ce résultat est similaire à celui trouvé par Ben-Salha et Jaidi (2014) (-0.022) et Kiptui (2014) (-0.24).

On passe maintenant à l'introduction de la variable mesurant le taux d'inflation. En fait, dans la plupart des pays en voie de développement souffrant de niveaux d'inflation élevée, le taux d'inflation représente un meilleur proxy de coût d'opportunité de détention de la monnaie que le taux d'intérêt. On introduit cette variable dans le modèle de base, à la place du TMM et à côté du TMM. Ce choix est motivé par le fait que Treichel (1997), Ben-Salha et Jaidi (2014), Bahmani-Oskooee et Gelan (2008) ainsi que Kumar (2011) intègrent conjointement le taux d'inflation et le taux d'intérêt local comme deux mesures du coût d'opportunité de détention de la monnaie. Tableau 10 montre les coefficients de long terme trouvés.

Tableau 10: Les coefficients de long terme avec le taux d'inflation et le TMM

Variable	Coefficient	Ecart type	Statistique t	Probabilité
Ln Y	1.129149*	0.593969	1.901023	0.0627
TMM	0.002358	0.021102	0.111725	0.9115
Taux d'inflation	-0.03129	0.022337	-1.40083	0.1671
Ln tcen	0.136757	0.529923	0.258069	0.7974
Ln Tunindex	0.166437***	0.060956	2.730425	0.0086
Constante	-4.08620	8.479827	-0.481873	0.6319

***, **et * désignent le rejet de l'hypothèse nulle au seuil de 1%, 5% et 10% respectivement.

La variable d'échelle demeure un déterminant affectant positivement et significativement la demande de monnaie au sens de $M3^+$ sur le long terme. De même, le prix des actions affecte positivement la demande de $M3^+$ sur le long terme, mettant en relief l'effet richesse ou revenu. Le taux de change effectif nominal affecte positivement mais non significativement la demande de $M3^+$. Ceci corrobore l'idée stipulant qu'une dépréciation de la monnaie locale provoque des anticipations de poursuite de cette dépréciation dans le futur et incitant ainsi les agents économiques à détenir plus de devises étrangères et moins de monnaie locale.

Cependant, ni le TMM, ni le taux d'inflation ne semblent affecter la demande de $M3^+$ sur le long terme. Ce résultat est conforme à celui retrouvé par Ben-Salha et Jaidi (2014) et Boughrara (2001). Selon ces auteurs, le taux d'inflation a demeuré stable en Tunisie durant la dernière décennie. En conséquence, ils ne l'ont pas introduit dans la fonction de demande de monnaie.

Le terme ECM inhérent au modèle ARDL exhibe un signe négatif et significatif (-0.142) indiquant la présence d'une relation de cointégration. En outre, le test de limites montre que la valeur de la statistique F de 4.939 est supérieure à la limite supérieure de 4.68 au seuil de 1%.

Même lorsque le taux d'inflation est introduit comme unique variable désignant le coût d'opportunité de détention de la monnaie, il demeure non significatif. Les coefficients de long terme sont présentés dans le tableau 11.

Tableau 11: Les coefficients de long terme avec le taux d'inflation au lieu du TMM

Variable	Coefficient	Ecart type	Statistique t	Probabilité
Ln Y	1.111955*	0.5624	1.977159	0.0531
Taux d'inflation	-0.031032	0.021872	-1.418839	0.1617
Ln tcen	0.14783	0.510993	0.289299	0.7735
Ln Tunindex	0.166201***	0.060036	2.768372	0.0077
Constante	-3.8316	8.003122	-0.478763	0.634

***, **et * désignent le rejet de l'hypothèse nulle au seuil de 1%, 5% et 10% respectivement.

Dans le cas où le taux d'inflation est l'unique variable désignant le coût d'opportunité de détention de la monnaie, il constitue un déterminant négatif de long terme de la demande de $M3^+$ mais non significatif. En effet, lorsque le taux d'inflation augmente, le rendement des actifs alternatifs à la monnaie augmente et donc les agents économiques auront tendance à détenir moins de monnaie. Ce résultat est similaire à celui trouvé par Bahmani-Oskooee et al (2015) (-0.01) et Bahmani-Oskooee et Xi (2014) (-0.0864).

En remplaçant le taux de change effectif nominal par le taux de change effectif réel, on retrouve un coefficient de long terme positif et non significatif de cette variable introduite. Ce résultat est conforme à celui de Ben-Salha et Jaidi (2014) qui ont trouvé que le taux de change effectif n'exerce aucun effet sur la fonction de demande de monnaie. Ils concluent que la cause de cette insignifiance est le fait que la détention des devises est fortement réglementée en Tunisie. Ainsi, la substitution entre les devises et la monnaie locale n'est pas une opération aisée en cas d'appréciation ou de dépréciation du taux de change. Ce résultat est similaire à

celui trouvé par Bahmani-Oskooee et al (2013) (0.349), Bahmani-Oskooee et Xi (2011) (0.1375), Bahmani-Oskooee et Xi (2014) (0.149) et Bahmani-Oskooee et al (2015) (0.64).

Tableau 12: Les coefficients de long terme avec tcer au lieu du tcen

Variable	Coefficient	Ecart type	Statistique t	Probabilité
Ln Y	1.199373**	0.45307	2.647216	0.0106
TMM	0.005552	0.024197	0.229467	0.8194
Ln tcer	0.251252	0.627366	0.400487	0.6904
Ln Tunindex	0.162988***	0.07275	2.240394	0.0292
Constante	-1.082047	6.698545	-0.161535	0.8723

***, **et * désignent le rejet de l'hypothèse nulle au seuil de 1%, 5% et 10% respectivement.

La statistique F s'élève à 5.382. Elle est supérieure à la valeur critique de la limite supérieure de 5.06 au seuil de 1% indiquant l'existence de relation de cointégration. Par ailleurs, le terme de correction des erreurs est négatif et significatif au seuil de 1% (-0.1297). Ce résultat montre que presque 13% du déséquilibre observé dans la fonction de demande de $M3^+$ suites aux chocs antérieurs regagne l'équilibre sur le long terme au cours du trimestre en cours.

4.2. La prise en compte du changement structurel

Ce paragraphe répond aux préoccupations concernant la possible existence de changements structurels au sein de la relation liant la demande de monnaie au sens large à ses déterminants. Les ruptures structurelles sont, en général, les résultantes de diverses mesures économiques, financières, institutionnelles, et/ou politiques. Elles influencent l'activité économique à l'échelle micro et macro. Ben-Salha et Jaidi (2014) précisent que les changements structurels au sein des données macroéconomiques indiquent une instabilité de l'économie réelle. Ils soulignent que la négligence des breaks structurels peut générer des résultats empiriques biaisés.

En outre, Kumar et Weber (2013) démontrent que la non prise en compte des changements structurels lors de l'estimation de la fonction de demande de monnaie mène à des résultats biaisés.

Dans cette partie, on contrôle les changements structurels à travers l'inclusion d'une variable indicatrice BREAK2011Q1. Cette variable prend la valeur 1 depuis le premier trimestre de l'année 2011 et jusqu'à la fin de la période d'échantillonnage et 0 sinon. Le choix de cette date n'est pas arbitraire. Il est basé sur le test de racine unitaire avec break structurel

dont les résultats (présentés dans les tableaux 1 et 2) montrent que le premier trimestre de l'année 2011 est une date de rupture pour la majorité des variables introduites dans le modèle de base. Comme signalé ci-dessus, l'économie tunisienne a vécu une crise économique et financière profonde au début de l'année 2011, la veille de la révolution tunisienne. Les événements post-révolution et le climat social tendu se sont traduits par une fragilisation du tissu économique et la faiblesse du secteur bancaire (mobilisation des ressources, forte intervention de la BCT sur le marché monétaire...) et l'amplification des déséquilibres macroéconomiques. Ainsi, BREAK2011Q1 a pour but de détecter l'effet des événements économiques et institutionnels survenant au début de 2011 sur la relation entre la demande de monnaie au sens large et ses déterminants.

Tableau 13 fournit les résultats du modèle basé sur l'approche ARDL en intégrant la variable BREAK2011Q1.

Panel A du tableau 13 suggère le rejet de l'hypothèse nulle d'absence de cointégration au seuil de 5%. En conséquence, l'existence de relation d'équilibre de long terme entre $M3^+$, le revenu réel, le taux d'intérêt, le taux de change effectif nominal, et le prix des actifs est confirmée même en contrôlant les changements structurels. Dans panel B et C, on présente les résultats d'estimation des paramètres de long et court terme, respectivement. Les résultats sont similaires à ceux trouvés dans les Tableaux 5 et 6 puisque seules les variables revenu réel et Tunindex affectent la fonction de demande de monnaie dans le long et le court terme. Cependant, le coefficient de long terme du revenu réel a augmenté en ampleur et en significativité. Par ailleurs, le signe de BREAK2011Q1 fournit des indications utiles quant à l'effet de la Révolution sur la demande de $M3^+$. La relation positive entre la variable indicatrice et $M3^+$ révèle une augmentation de la demande de monnaie la veille de la révolution.

Tableau 13: Résultat du modèle ARDL avec variable indicatrice

Statistique F	Valeurs critiques asymptotiques			
	95%		99%	
	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)
Panel A : le test de cointégration ARDL				
$F_{ln M2(ln M3^{**}ln Y, TMM, ln tcen, ln Tunindex)} = 4.193997^{***}$				
	Coefficient	Ecart type	p-value	
Panel B : les relations de long terme				
Ln Y	1.396866***	0.513963	0.0089	
TMM	0.004314	0.016827	0.7987	
Ln tcen	0.121327	0.485536	0.8036	
Ln Tunindex	0.133368**	0.051498	0.0124	
BREAK2011Q1	0.054226	0.040577	0.1871	
Constante	-4.508441	6.885678	0.5155	
Panel C : les dynamiques de court terme				
$\Delta ln Y$	0.253953**	0.101201	0.0152	
ΔTMM	0.000784	0.003052	0.7982	
$\Delta ln tcen$	0.022058	0.087165	0.8012	
$\Delta ln Tunindex$	0.024247*	0.012193	0.0519	
BREAK2011Q1	0.009858	0.009375	0.2978	
$ECM_{t-1}\Delta$	-0.181802***	0.055210	0.0018	

BREAK2011Q1 est une variable indicatrice qui prend la valeur 1 depuis le premier trimestre de l'année 2011 jusqu'à la fin de la période d'échantillonnage et 0 sinon. Pour Panel A, le critère de Schwarz (SC) est utilisé pour choisir le nombre optimal de retards pour le modèle ARDL. ***, **et * désignent le rejet de l'hypothèse nulle au seuil de 1%, 5% et 10% respectivement.

Ce constat est logique puisque les événements post-Révolution se sont répercutés négativement sur les équilibres globaux causant ainsi une hausse notable de l'inflation et une dépréciation du taux de change du dinar vis-à-vis des principales devises. Ainsi, plus de monnaie est nécessaire pour satisfaire les mêmes besoins.

Ce modèle passe les tests de diagnostic. En effet, la statistique de Jarque-Bera s'élevant à 0.2494 avec une p-value de 0.287 (>10%) indique que la série des résidus est normalement distribuée.

Le test du multiplicateur de Lagrange (LM) montre l'absence de corrélation entre les résidus. La statistique F de 1.051 n'est pas significative au seuil de 5% (probabilité de 0.3569) et la statistique de χ^2 de 2.376 n'est pas également significative au seuil de 5% (probabilité de

0.305). Ces deux résultats tendent ainsi à accepter l'hypothèse nulle d'absence d'autocorrélation dans la série des résidus.

Le test d'hétéroscédasticité de ARCH valide l'hypothèse nulle d'homoscédasticité résiduelle. La statistique F de 0.031 n'est pas significative au seuil de 5% (probabilité s'élevant à 0.8608) et la statistique de χ^2 de 0.032 n'est pas significative au seuil de 5% (probabilité de l'ordre de 0.8578).

Quant au test RESET de Ramsey, il prouve que le modèle ne souffre d'aucune erreur de spécification fonctionnelle vu qu'il accepte l'hypothèse nulle H_0 au seuil de 5% (la statistique F est égale à 0.249 avec une probabilité de 0.6192).

4.3. Analyse de stabilité

A la lumière des résultats de la section précédente, il y a une relation de long terme entre la demande de monnaie au sens large et ses déterminants. La problématique qui émane est celle liée à la stabilité de cette relation de long terme au fil du temps. Ceci est un sujet important car les politiques monétaires ne peuvent pas être élaborées si la relation est instable. En fait, l'efficacité de la fonction de demande de monnaie en termes de recommandations politiques dépend primordialement de sa stabilité.

Le test de stabilité de Chow a été utilisé pour vérifier si des changements structurels ont affecté ou non la stabilité de la fonction de demande de monnaie. L'utilisation du test de Chow nécessite la connaissance préalable de la date de rupture. Comme au paragraphe précédent, le premier trimestre de l'année 2011 est défini comme étant la date du changement structurel potentiel. Ainsi, le test de point de rupture de Chow et le test de prévision de Chow sont effectués pour analyser la significativité du changement structurel au niveau de la relation au 1^{er} trimestre de 2011 et au cours de la période postérieure. Tableau 14 résume les résultats du test de point de rupture de Chow et du test de prévision de Chow, respectivement.

Tableau 14: Tests de stabilité de Chow

	Point de rupture/période de prévision	Statistique F	p-value
Test de point de rupture de Chow	2011Q1	1.096	0.378
Test de prévision de Chow	2011 :Q1 – 2015 :Q1	0.842	0.639

Ainsi, il est évident qu'il n'y a aucun support pour la présence de changements structurels significatifs dans la relation de long terme. Le test de Chow montre que la

survenance de la révolution tunisienne n'affecte pas la relation de long terme entre la demande de monnaie au sens large et ses déterminants. En effet, on peut accepter l'hypothèse H_0 de stabilité des coefficients à tous les seuils de confiance car la probabilité est supérieure à 10%.

En outre, le test de prévision de Chow vise à vérifier la constance des paramètres entre deux périodes temporelles différentes (avant et après le 1^{er} trimestre de 2011). Il ne permet pas de rejeter l'hypothèse nulle de stabilité au seuil de 5% (probabilité de 0.639).

Grosso modo, les résultats suggèrent qu'il n'y a pas de différences structurelles significatives dans le comportement du modèle au cours des deux périodes temporelles.

Un moyen simple et efficace pour tester la stabilité des paramètres de long terme est l'utilisation du test de somme cumulée des résidus récurrents et celui de la somme cumulée des carrés des résidus récurrents. Ces deux statistiques sont mises à jour de façon récursive et sont tracées en fonction des points de rupture dans la relation étudiée. Le critère de décision est basé sur l'observation du graphique des deux sommes. Si les graphiques de la somme cumulée des résidus récurrents et leur carré n'interceptent pas ou ne franchissent pas les deux lignes critiques au seuil de 5%, alors la relation est considérée stable.

Les deux graphiques prouvent qu'il n'y a aucun mouvement en dehors des lignes critiques, précisant l'absence de toute instabilité structurelle au sein du modèle ARDL de base durant la période d'échantillonnage.

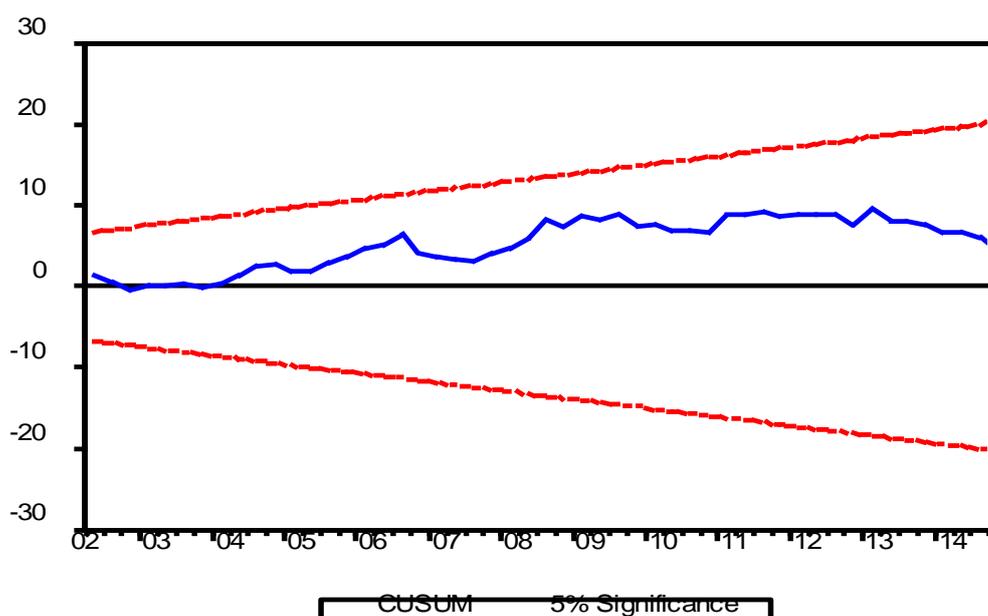


Figure 3: La somme cumulée des résidus récurrents

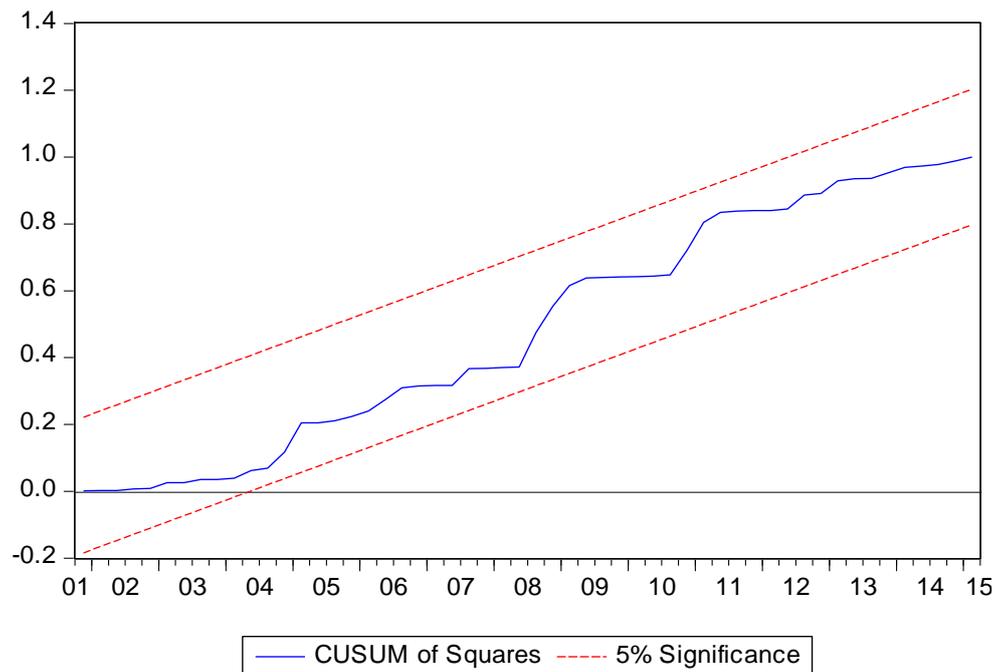


Figure 4: La somme cumulée des carrés des résidus récursifs

4.4. Analyse de l'élasticité revenu

La valeur de l'élasticité revenu est supérieure à un. Ceci indique qu'une augmentation du revenu réel fait croître la masse monétaire au sens de $m3+$ de façon plus que proportionnelle. Or la logique et l'intuition économique indique que la masse monétaire doit évoluer à un rythme proche de celui de l'output. Certains auteurs tels que Baharumshah et al (2009), Kumar et al (2013) et Sichei et Kamau (2012) expliquent ce résultat par la faible monétisation des économies des pays émergents et le manque d'actifs financiers alternatifs à la monnaie. Nous abordons le sujet à partir d'une optique plus innovante et plus élégante. A partir de l'hypothèse que le PIB officiel ne reflète pas la totalité de l'output produit au niveau local, on s'intéresse à un secteur de l'économie qui devient de plus en plus prépondérant de nos jours, à savoir le secteur informel. Il s'agit de l'ensemble des activités générant des revenus qui ne sont pas régulés par des institutions. Cette économie souterraine a atteint un niveau de 30% du PIB en 2010 (selon le rapport du FMI) et a augmenté de 8% en 2013 (selon le rapport de la BM). Ce fléau qui ronge l'économie formelle, déforme les prix et fait baisser les salaires au-dessous de leur niveau d'équilibre optimal, donnant aux agents économiques résidents et non-résidents une impression d'un vide institutionnel, qui peut avoir des conséquences néfastes sur l'économie.

En essayant de modéliser ce phénomène, on met en relief l'importance de sa prise en compte au niveau des politiques monétaires. On se base sur le modèle de demande de cash.

Cette méthode s'inscrit dans le cadre des méthodes de mesure de l'informalité indirectes. Ce type de méthodes utilise les différences observées dans les registres officiels (différence entre la main d'œuvre officielle et réelle, la différence entre le revenu national et la consommation,...etc.) comme proxy de la taille du secteur informel.

$$C_0 = A(1+\theta)^\alpha Y_0^\beta \exp(-\gamma i)^{19}$$

Où C_0 : le cash observé et θ représente la variable qui renferme les motivations à conclure des transactions cachées (majoritairement fiscale).

Y_0 : Le PIB enregistré mesurant le niveau des transactions dans l'économie.

i : Le taux d'intérêt et α, β et γ des paramètres positifs.

En estimant cette équation, on obtient \hat{C} . En égalisant θ à 0 et laissant les coefficients des autres variables inchangés, on obtient \tilde{C} . La différence entre \hat{C} et \tilde{C} permet d'estimer le cash excédentaire, c.à.d. le montant du cash illégal dans l'économie. Partant de l'hypothèse que la vitesse de circulation de la monnaie est la même aussi bien dans le secteur formel qu'informel, on obtient ainsi une estimation de la taille du secteur informel en multipliant le cash illégal ($\hat{C} - \tilde{C}$) par la vélocité de la monnaie ($v = Y / C$) (Macias et Cazzavillan, 2009 et González-Fernández et González-Velasco, 2015).

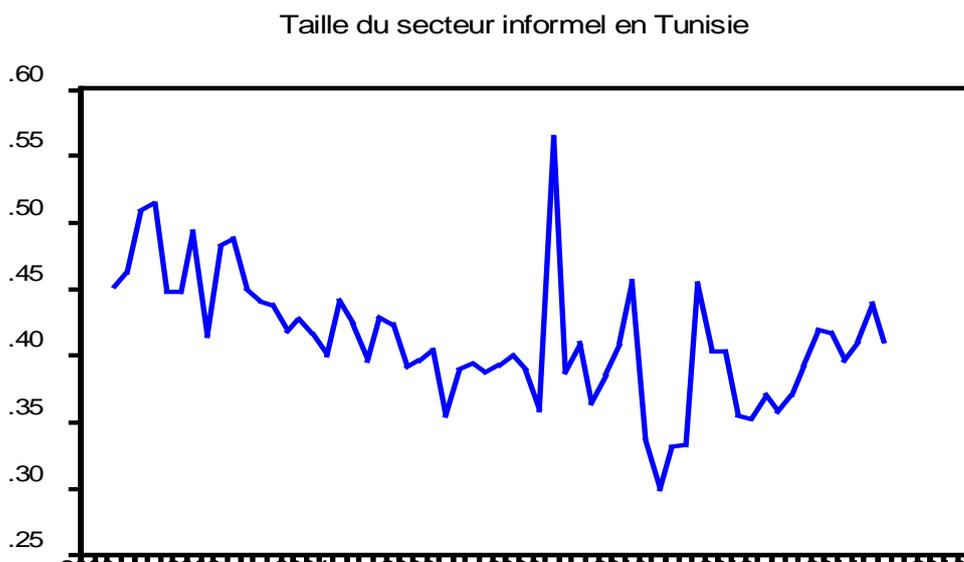


Figure 5: Taille du secteur informel en Tunisie

¹⁹ Voir annexe 5.

Les résultats des estimations permettent de retracer l'évolution de l'informalité en Tunisie entre 2000 et 2015.

D'après le graphique, on remarque que le niveau de l'économie souterraine est élevé en Tunisie avec un pic en 2008. Ceci est dû aux pratiques illégales de la famille du président déchu. Cette date coïncide aussi avec la crise financière et économique mondiale qui a déclenché une vague d'informalité sans précédent.

Les agitations sociales vécues à la fin de l'année 2010 ont exercé de fortes pressions sur l'ancien président l'amenant à prendre des mesures dans le but d'absorber les tensions, ce qui s'est traduit, à l'époque, par une baisse de l'informalité. Cependant, la veille de la révolution a témoigné un retour à la hausse de la taille du secteur informel. Ceci s'explique par l'amplification de la contrebande dans un contexte marqué par la quasi-absence de contrôle sur les frontières avec l'Algérie et la Lybie ainsi que l'augmentation des prix jumelée avec des niveaux d'inflation historiquement élevés. Ceci a contribué dans la dégradation du pouvoir d'achat des agents économiques qui se sont dirigés vers le secteur informel à moindre coût aussi bien pour les ménages que les commerçants et industriels.

La tendance haussière semble persister sur le long terme indiquant l'échec ou le manque de politiques efficaces ciblant le secteur informel, ce qui a laissé une grande proportion des agents économiques à la marge du contexte légal. Il est ainsi impératif d'élaborer des stratégies de long terme afin de canaliser les agents informels et leurs flux économiques vers la formalité. Le gouvernement tunisien doit créer les conditions nécessaires pour permettre aux revenus informels d'être convertis en investissements productifs. Les politiques réussies vont réduire la pression sur les finances publiques et les établissements formels sur le court terme, permettant la redirection des nouvelles ressources nécessaires pour financer la croissance. Sur le long terme, l'intégration des agents informels dans le circuit légal serait de nature à raviver de la concurrence loyale aux marchés, augmentant ainsi les salaires et la production. Enfin, les décideurs doivent se concentrer sur le développement d'un contexte réglementaire plus réfléchi (moins de procédures bureaucratiques, moins de temps et de coûts, mais surtout moins de corruption), suffisamment attractif pour inciter les agents informels à revenir à l'économie formelle.

4.5. Demande de monnaie et écart d'encaisses réelles

Dans le but d'examiner l'ampleur des tensions inflationnistes d'origine monétaire, nous proposons de confectionner une mesure de l'écart d'encaisses réelles (Real Money Gap

RMG) défini comme étant la différence logarithmique du niveau observé et celui de référence des encaisses réelles.

$$RMG_t = (m-p)_t - (m-p)_t^*$$

Le niveau d'équilibre des encaisses réelles est obtenu en remplaçant les valeurs du revenu, du TMM, du taux de change effectif nominal et du Tunindex par leurs valeurs d'équilibre ou de référence dans l'équation de long terme des encaisses réelles. Le RMG peut alors se réécrire sous la forme :

$$RMG_t = (m-p)_t - (\hat{\alpha}_0 + \hat{\alpha}_1 \ln PIB_t^* + \hat{\alpha}_2 TMM_t^* + \hat{\alpha}_3 \ln tcen_t^* + \hat{\alpha}_4 \ln Tunindex_t^*)$$

Où x_t^* désigne la valeur d'équilibre du logarithme de la variable x_t . Ainsi, l'expression générale du RMG prend la forme :

$$RMG_t = (m-p)_t - (-2.019 + 1.24 \ln PIB_t^* + 0.0013 TMM_t^* + 0.1148 \ln tcen_t^* + 0.1524 \ln Tunindex_t^*)$$

Dans cet exercice, en suivant l'usage dans ce domaine, les valeurs d'équilibre des variables sont obtenues par lissage. La méthode la plus couramment utilisée est celle du filtre d'Hodrick-Prescott (HP). Les séries étant trimestrielles, le paramètre de lissage retenu est 1600 (par défaut). La figure 6 montre les résultats obtenus.

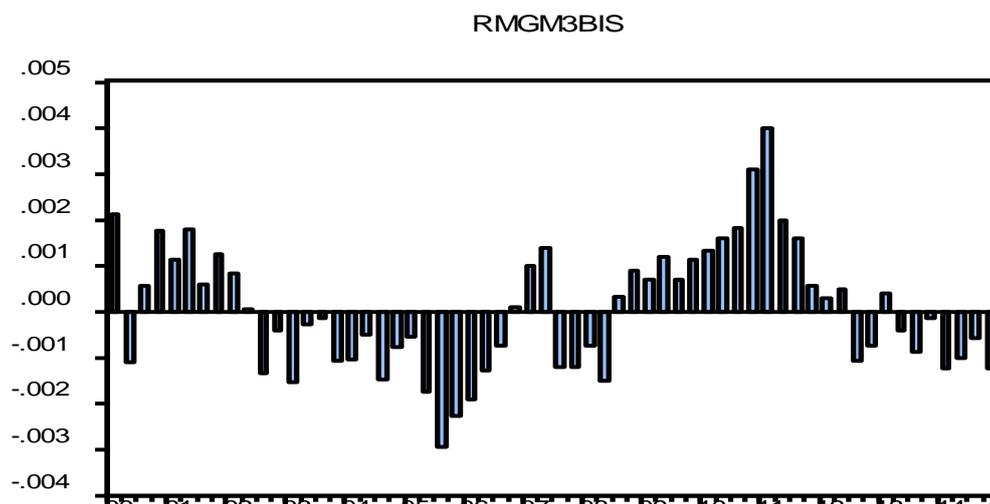


Figure 6: Écart des encaisses réelles au sens de $m3^+$

Le graphique montre que la politique monétaire a passé par quatre phases principales. La première phase est celle allant du début de l'année 2000 à la fin de l'année

2001. Au cours de cette période la politique monétaire était plutôt accommodante. En effet, on observe la présence d'un excédent monétaire significatif.

La deuxième phase débute de l'année 2002 et continue jusqu'à l'année 2008. Cette période est marquée par un déficit ou manque de liquidité qui s'explique par la survenance de la crise mondiale.

La troisième phase est celle correspondant à la période commençant en 2009 et finissant en mi-2012. Cette période témoigne l'excès de liquidité le plus significatif de toute la période d'échantillonnage. Ceci s'explique par le déroulement de la révolution tunisienne entre décembre 2010 et Janvier 2011 engendrant un besoin de liquidité structurel de la part du système bancaire et une injection journalière énorme de liquidités de plus de 5 milliards de dinars par la BCT.

La quatrième et dernière phase débute en fin 2012 et continue jusqu'à juin 2015. Cette période est caractérisée par une reprise du rythme normal d'émission de la part de la BCT est donc un manque de liquidité. En effet, les injections de liquidités ont regagné un niveau relativement plus faible qu'en 2011 grâce aux efforts des parties prenantes ainsi que l'instauration de réformes structurelles au sein du système bancaire et financier tunisien.

4.6. Prévision

Afin d'étudier la pertinence du modèle de base, on procède à la prévision de la masse monétaire au sens large.

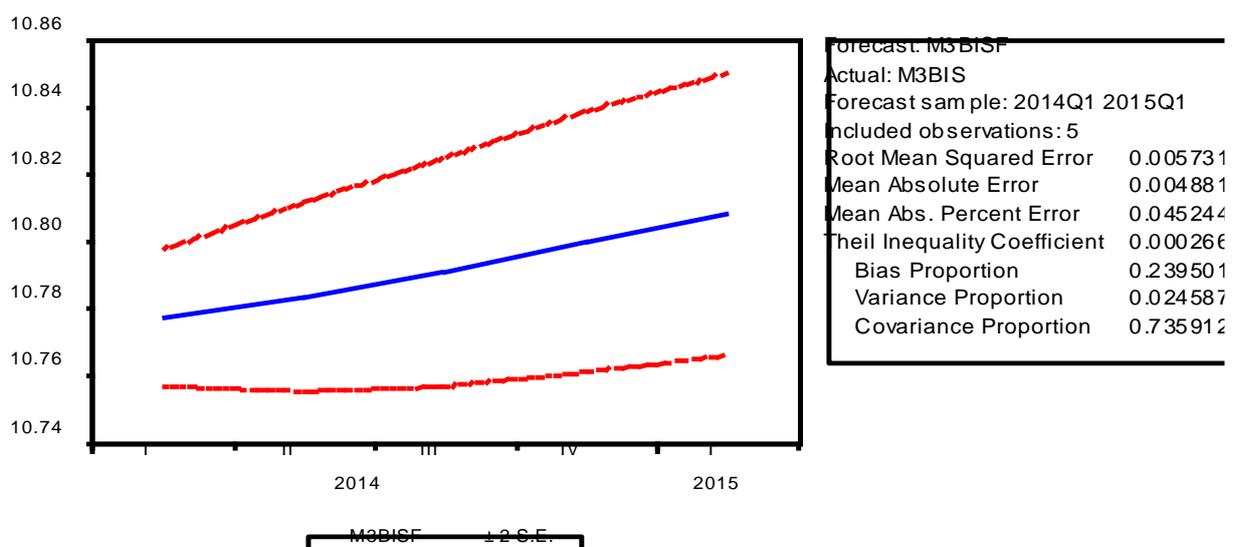


Figure 7: Prévision en utilisant le modèle ARDL de base

Cette prévision s'insère dans le cadre du programme monétaire qui permet de générer les objectifs trimestriels en termes de base monétaire et d'intervention de la BCT. D'ailleurs, les institutions financières internationales suivent ces estimations lors du cadrage macroéconomique qui, parmi ses quatre composantes²⁰ est la projection monétaire.

On voit bien que le modèle fournit une estimation très satisfaisante vu que l'erreur quadratique moyenne est de l'ordre de 0.5%, ce qui est très faible. Ce résultat corrobore la pertinence du modèle ARDL de base. Par ailleurs, l'erreur absolue moyenne (0.49%) et le coefficient d'inégalité de Theil (0.027%) très proches de 0 montrent que la prévision est de bonne qualité. Le coefficient de Theil se décompose en erreur de prévision systématique (Bias proportion) de 24 % (indiquant de combien s'éloigne la moyenne des valeurs prévues de celle des valeurs observées), erreur de variabilité (Variance proportion) de 0.25% (indiquant de combien s'éloigne la volatilité de la prévision de celle de la série observée), et erreur de prévision non systématique (Covariance proportion) de 74% (consiste dans le reliquat des erreurs de prévision après déduction de l'erreur de variabilité et l'erreur systématique). Une bonne prévision est celle dont l'erreur non systématique est élevée et dont l'erreur systématique et de variabilité sont faibles. Ce qui est le cas ici.

Conclusion

Tout au long de ce chapitre, on a essayé de décortiquer la fonction de demande de monnaie en Tunisie. L'analyse de cette dernière, sur la base de l'approche de test des limites, durant la période allant de janvier 2000 à juin 2015 a dégagé plusieurs résultats intéressants. Il s'est avéré qu'il existe une relation de cointégration entre la demande de monnaie au sens de $M3^+$ et le revenu réel, le TMM, le taux de change effectif et le prix des actifs. La significativité du prix des actifs dans l'équation de demande de monnaie prouve l'existence d'effet richesse en Tunisie. Ceci suppose, également, que tout gain réalisé sur le marché boursier est immédiatement retiré et convertit en monnaie, indiquant la quasi inexistence de réinvestissement.

Malgré l'occurrence d'un choc de grande ampleur durant la période d'étude (Révolution du 14 Janvier 2011), les paramètres de l'équation de demande d'encaisses réelles a demeuré stable sur tous les 22 trimestres. Cette stabilité rend la monnaie un instrument important pour la politique monétaire en Tunisie, même si celle-ci compte migrer, à moyen

²⁰ Le secteur réel, le secteur de la balance des paiements, les finances publiques et le secteur monétaire.

terme, vers une stratégie de ciblage d'inflation. En effet, l'étroite liaison entre l'output gap, l'écart monétaire et le taux d'inflation fait qu'il est indispensable d'éviter tout déséquilibre sur le marché monétaire qui aura un impact négatif indirect sur l'écart de production qui se transmettra vers l'inflation.

Les décideurs doivent également prendre en compte l'effet néfaste du marché parallèle sur toutes les politiques et les réformes mises en œuvre aussi bien au sein du système financier que bancaire. En effet, près de 40% des transactions sont à la marge du contexte réglementaire, ce qui est de nature à entraver l'efficacité de la politique monétaire dans la lutte contre une inflation dont les principales causes ne sont pas d'ordre monétaire.

Conclusion générale

Tout au long de ce travail on a essayé d'analyser l'efficacité de l'ancrage monétaire en Tunisie au cours de la dernière décennie. L'objectif étant de démontrer l'importance de la monnaie en tant qu'instrument efficace de politique monétaire même s'il n'est plus ciblé par la BCT. La prévision de son évolution permet de détecter toute anomalie surtout lorsque les autres indicateurs sur lesquels la BCT s'appuie lors de la conduite de sa politique monétaire ne le permettent pas. Ainsi, une politique monétaire dynamique, proactive et plus « forward-looking » ne doit négliger aucun instrument pouvant faciliter l'analyse et la prise de décisions efficaces au bon moment.

En fait, il s'est avéré que la monnaie et ses contreparties (notamment les crédits du secteur bancaire) exercent un effet significatif (indirect) sur l'output gap (outil d'intervention et d'analyse dans le contexte de ciblage de l'inflation).

Cet instrument permet également de détecter l'ampleur du secteur informel et, donc, constitue une alarme pour les décideurs afin d'intervenir avec les mesures adéquates de correction au moment opportun avant l'observation du dérapage effectif de l'inflation. En effet, l'économie informelle augmente l'instabilité des prix et donne aux agents économiques une impression d'un vide institutionnel pouvant avoir des conséquences néfastes sur l'économie à long terme, notamment une inflation élevée.

Pour mieux mettre en exergue l'importance de la monnaie dans l'économie, on s'est appuyé sur une technique économétrique relativement récente en termes d'application sur le contexte de demande de monnaie, à savoir les modèles autorégressifs à retards échelonnés. La pertinence de ce type de modèles dans notre étude découle du fait que notre échantillon est relativement petit. Par ailleurs, cette technique permet de dégager les coefficients de long et de court terme ainsi que l'existence ou non de relation de cointégration entre les variables. L'application de ces modèles sur un échantillon étalé sur la période allant du premier trimestre de l'année 2000 au premier trimestre de l'année 2015 fait ressortir des résultats intéressants.

D'abord, on trouve l'existence d'une relation de cointégration entre la demande de monnaie et ses déterminants (le revenu réel, le taux d'intérêt domestique, le taux de change effectif, le prix des actifs approximé par la valeur du Tunindex). Toutes les variables sont intégrées d'ordre 1 et moins justifiant la condition d'application du test des limites.

L'analyse de la relation de long terme entre les variables exhibe que la demande de monnaie au sens de l'agrégat monétaire M3 modifié (M3+ titres de l'Etat auprès du public) n'est influencée de façon significative que par le revenu réel et le prix des actifs. Ces deux variables exercent un effet positif sur la demande de monnaie soulignant la présence d'un effet richesse en Tunisie.

Pour le revenu réel, il montre une élasticité supérieure à l'unité. Ce résultat s'interprète comme étant un manque de monétisation de l'économie tunisienne (faible diversité des produits bancaires) et une quasi-absence d'actifs financiers alternatifs à la monnaie. Il se traduit, également, par la non prise en compte de l'économie parallèle dans le calcul du PIB. En effet, le secteur informel réalise des revenus énormes qui se multiplient au fil des temps surtout depuis la révolution du 14 Janvier 2011. La négligence de tels revenus ne fait que sous-estimer le revenu réel réalisé au sein du pays. Cette sous-estimation peut être à l'origine du coefficient supérieur à un de l'élasticité revenu.

Pour le prix des actifs, son augmentation engendre l'augmentation de la demande de monnaie signalant la présence d'un effet de richesse. Cependant, ce coefficient laisse entendre un comportement spécifique de la part des investisseurs en bourse. Tout gain réalisé sur le marché boursier est immédiatement retiré et convertit en monnaie, indiquant la quasi-inexistence de réinvestissement.

La relation de court terme fait ressortir le PIB réel et le Tunindex comme les seuls déterminants significatifs de la demande de monnaie à court terme avec le signe positif escompté. Le terme de correction d'erreurs est négatif et significatif indiquant la présence d'une force de rappel. Autrement dit, lorsque la relation de long terme commence à s'écarter de son niveau d'équilibre à la hausse (baisse), la force de rappel prenant le sens inverse, fait baisser (augmenter) la demande de monnaie pour qu'elle regagne son niveau d'équilibre initial.

L'introduction d'autres variables explicatives ou expliquées et la prise en compte du changement structurel au cours de la période de révolution corroborent les résultats trouvés avec le modèle de base. Par ailleurs, les tests de robustesse effectués sur les résidus de chaque régression ainsi que la pertinence des prévisions réalisées montrent la pertinence du modèle adopté.

Une analyse du gap monétaire permet de retracer l'évolution des stratégies de politique monétaire au cours de la dernière décennie. Ceci met en relief l'étroite liaison entre la monnaie et la politique monétaire même dans un cadre de ciblage d'autres instruments tels que le taux d'intérêt, le taux de change ou le taux d'inflation.

Tout déséquilibre dans la demande de monnaie (défini comme la différence entre les encaisses réelles et les encaisses d'équilibre de long terme) peut affecter l'efficacité de la politique de taux d'intérêt sur le long terme à travers son impact sur l'écart de production et/ou l'inflation. Ainsi, la demande de monnaie est assez importante dans les pays en voie de développement, comme la Tunisie, suite à l'écart d'encaisses réelles qui aide à prévoir les évolutions et les changements futurs au niveau de l'écart de production et/ou l'inflation.

Une des principales limites du présent travail est le faible nombre d'observations et l'inexistence de données mensuelles sur le PIB réel. En fait, avant 2000, le calcul du PIB réel diffère de celui après 2000 ce qui fait qu'une analyse qui débute avant 2000 peut affecter la robustesse des résultats. Même les données trimestrielles utilisées sont ajustées aux effets saisonniers. Ceci engendre une modification des données réelles et comme le dit la fameuse citation : « *les chiffres sont comme les gens. Si on les torture assez, on peut leurs faire dire n'importe quoi* ».

Un point important qui mérite d'être étudié au-delà de la portée de ce travail est celui lié à l'incertitude économique, monétaire et politique et leur impact sur la fonction de demande de monnaie. En effet, la Tunisie est en train de passer par une phase marquée par une forte instabilité politique, économique et sociale qui peut avoir des répercussions sur la demande de monnaie. Certains auteurs comme Bahmani-Oskooee et al (2015), Bahmani-Oskooee et al (2012), Bahmani-Oskooee et Xi (2014), Bahmani-Oskooee et Xi (2011), et Bahmani-Oskooee et al (2013) ont essayé de traiter cette question à travers la mise en place d'une modélisation GARCH de la variance du résidu d'une régression incluant le PIB réel et un agrégat monétaire choisi sur la base de critères bien défini dans le cadre d'un processus autorégressif d'ordre un.

Une autre extension du modèle de base peut consister en la décomposition du revenu réel en dépenses de consommation, dépense d'investissement et dépenses d'exportation et l'analyse isolée de l'effet de chaque composante de revenu sur la demande de monnaie. Chaque effet trouvé aura des implications politiques sur la stratégie suivie par le pays en termes d'investissement local et de commerce extérieur.

Bibliographie

- E. Anoruo – Stability of the Nigerian M2 money demand function in the SAP period. *Economics Bulletin*, Vol.14, 1–9, 2002.
- A. Arize, S. Shwiff – Cointegration, Real Exchange Rate and Modelling the Demand for Broad Money in Japan. *Applied Economics*, Vol. 25, No. 6, 717 – 26, 1993.
- A. Arize, S. Shwiff – The appropriate exchange-rate variable in the money demand of 25 countries: an empirical investigation. *North American Journal of Economics and Finance*, Vol. 9, No. 2, 169–185, 1998.
- A. Arize, J. Malindretos, S. Shwiff – Structural breaks, cointegration, and speed of adjustment Evidence from 12 LDCs money demand. *International Review of Economics and Finance*, Vol. 8, No. 4, 399–420, 1999.
- F. Atkins – Financial crises and money demand in Jamaica. Birkbeck working papers in Economics and Finance 0512, London, 2005.
- S. Avouyi-Dovi, F. Drumetz, J. Sahuc – The money demand function for the Euro area: some empirical evidence. *Bulletin of Economic Research*, Vol. 64, No. 3, 377–392, 2011.
- A. Baharumshah, S. Mohd, A. Masih – The stability of money demand in China: evidence from the ARDL model. *Economic Systems*, Vol. 33, No. 3, 231–244, 2009.
- A. Baharumshah, S. Soon – Demand for broad money in Singapore: does wealth matter? *Journal of Economy and Finance*, 2013.
- M. Bahmani-Oskooee, S. Bahmani, A. Kones, M. Kutan – Policy uncertainty and the demand for money in the United Kingdom. *Applied Economics*, Vol. 47, No. 11, 1151 – 1157, 2015.
- M. Bahmani-Oskooee, A. Gelan – How stable is the demand for money in African countries? *Journal of Economic Studies*, Vol. 36, No. 3, 216 – 235, 2008.
- M. Bahmani-Oskooee, A. Gelan – How stable is the demand for money in African countries? *Journal of Economic Studies*, Vol. 36, No. 3, 216–235, 2009.
- M. Bahmani-Oskooee, A. Kutan, D. Xi – The impact of economic and monetary uncertainty on the demand for money in emerging economies. *Applied Economics*, Vol. 45, No. 23, 3278 – 3287, 2013.
- S. Bahmani, A. Kutan – How stable is the demand for money in emerging economies? *Applied Economics*, Vol. 42, No. 26, 3307 – 3318, 2010.
- M. Bahmani-Oskooee, H. Rehman – Stability of the money demand function in Asian developing countries. *Applied Economics*, Vol. 37, No. 7, 773–792, 2005.
- M. Bahmani-Oskooee, S. Shin – Stability of the demand for money in Korea. *International Economic Journal*, Vol. 16, 85–95, 2002.

- M. Bahmani-Oskooee, D. Xi, Y. Wang – Economic Uncertainty, Monetary Uncertainty and the Demand for Money in China. *The Chinese Economy*, Vol. 45, 26–37, 2012.
- M. Bahmani-Oskooee, D. Xi – Economic Uncertainty, Monetary Uncertainty and the Demand for Money in Australia. *Australian Economic Papers*, Vol. 50, 115–128, 2011.
- M. Bahmani-Oskooee, D. Xi – Economic Uncertainty, Monetary Uncertainty, and the Demand for Money: Evidence From Asian Countries. *Australian Economic Papers*, Vol. 53, 16 – 28, 2014.
- W. Barnett – Economic Monetary Aggregates: An Application of Index Number and Aggregation Theory. *Journal of Econometrics*, Vol. 14, No. 1, 11 – 48, 1980.
- W. Baumol – The transactions demand for Cash: an inventory theoretic approach. *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 66, No. 4, 545 – 56, 1952.
- O. Ben-Salha – Economic globalization, wages and wage inequality in Tunisia: an ARDL bounds testing approach. *Review of Middle East Economics and Finance*, Vol.9, No. 3, 321–356, 2013.
- O. Ben-Salha, Z. Jaidi – Some new evidence on the determinants of money demand in developing countries – A case study of Tunisia. *The Journal of Economic Asymmetries*, Vol. 11, 30–45, 2014.
- A. Boughrara – Money demand in Tunisia during the reform period. *Savings and Development*, Vol. 25, No. 2, 117–137, 2001.
- A. Boughrara – On the performance and practicability of the monetary targeting in Tunisia. *Indian Journal of Economics and Business*, Vol. 5, No. 1, 89 – 105, 2006.
- A. Boughrara, M. Boughzala, H. Moussa – The Tunisian financial system and inflation targeting. Paper presented at the Workshop on ‘Monetary Policy and Inflation Targeting’. October 24th–25th 2008, Tunis, Tunisia.
- A. Chailloux, A. Durré, B. Laurens – Requirements for using interest rates as an operating target for monetary policy: the case of Tunisia. IMF Working Paper, 2009.
- R. Clower – A reconsideration of the microfoundations of monetary theory. *Western Economic Journal*, Vol. 6, 1 – 9, 1967.
- J. Díaz-Giménez, R. Kirkby – How to model money ? Racing monetary frameworks against the quantity theory of money. Working paper, 2014.
- Deutsche Bundesbank – Demand for Money and Currency Substitution in Europe. *Monthly Report*, Vol. 47, No. 1, 33 – 49, 1995.
- B. Drama, S. Yao – The demand for money in Côte d’Ivoire: Evidence from the cointegration test. *International Journal of Economics and Finance*, Vol. 3, 1–20, 2010.
- C. Dreger, J. Wolters – Money demand and the role of monetary indicators in forecasting euro area inflation. *International Journal of Forecasting*, Vol. 30, 303–312, 2014.
- M. Friedman – The Quantity Theory of Money-A Restatement. *Studies in the Quantity Theory of Money*, 1956.

- M. Friedman – Money and the stock markets on money demand. *Journal of Political Economy*, Vol. 96, 221–245, 1988.
- M. González-Fernández, C. González-Velasco – Analysis of the Shadow Economy in the Spanish Regions. *Journal of Policy Modeling*, 2015.
- R. Hafer, J. Dennis – The Demand for Money in the United States: Evidence from Cointegration Tests. *Journal of Money, Credit, and Banking*, Vol. 23, No. 2, 155 – 68, 1991.
- R. Hafer, A. Kutan – Financial innovation and the demand for money: evidence from the Philippines. *International Economic Journal*, Vol. 81, 17–27, 2003.
- D. Hoffman, C. Tahiri – Money Demand in Morocco: Estimating Long-Run Elasticities for a Developing Country. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 56, No. 3, 305 – 24, 1994.
- P. Ireland – Comment on “on the stability of money demand” by Robert E. Lucas Jr. and Juan Pablo Nicolini. *Journal of Monetary Economics*, 2015.
- G. James – Money demand and financial liberalization in Indonesia. *Journal of Asian Economics*, Vol. 16, 817–829, 2005.
- F. Jawadi, R. Sousa – Modelling money demand: further evidence from an international comparison. *Applied Economics Letters*, Vol. 20, No. 11, 1052 – 1055, 2013.
- J. M. Keynes – The general theory of employment, interest and money, 1936.
- S. Khedhiri, R. Boudhina – Application of non-linear error correction models to the demand for money in Tunisia. *Middle East Business and Economic Review*, Vol. 17, No. 2, 20–39, 2005.
- M. Kiptui – Some Empirical Evidence on the Stability of Money Demand in Kenya. *International Journal of Economics and Financial Issues*, Vol. 4, No. 4, 849 – 858, 2014.
- S. Kumar – Some empirical evidence on the demand for money in the Pacific Island countries. *Studies in Economics and Finance*, Vol. 27, No. 3, 211 – 222, 2010.
- S. Kumar – Financial reforms and money demand: evidence from 20 developing countries. *Economic Systems*, Vol. 35, No 3, 323–334, 2011.
- S. Kumar, D. Webber – Australasian money demand stability: application of structural break tests. *Applied Economics*, Vol. 45, No. 8, 1011–1025, 2013.
- S. Kumar, D. Webber, S. Fargher – Money demand stability: A case study of Nigeria. *Journal of Policy Modeling*, Vol. 35, 978–991, 2013.
- R. Lajnaf – La “Faillite” du ciblage monétaire en Tunisie ?. *La Revue Gestion et Organisation*, Vol.6, 84 – 92, 2014.
- H. Lütkepohl, T. Tersvirta, J. Wolters – Investigating Stability and Linearity of a German M1 Money Demand Function. *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 14, 511 – 525, 1999.
- J. Macias, G. Cazzavillan – The Dynamics of Parallel Economies. Measuring the Informal Sector. *Research in Economics*, Vol. 63, 189 – 199, 2009.

- R. McNown, M. Wallace – Cointegration Tests of a Long-Run Relation Between Money Demand and the Effective Exchange Rate. *Journal of International Money and Finance*, Vol. 11, No. 1, 107 – 114, 1992.
- Y. Mehra – The Stability of the M2 Demand Function: Evidence from an Error-Correction Model. *Journal of Money, Credit, and Banking*, Vol. 25, No. 3, 455 – 460, 1993.
- S. Miller – Monetary Dynamics: An Application of Cointegration and Error-Correction Modeling. *Journal of Money, Credit, and Banking*, Vol. 23, No. 2, 139 – 168, 1991.
- J. Nachega – A cointegration analysis of broad money demand in Cameroon. IMF Working Paper 01/26, Washington, DC, 2001.
- M. Nair, M. Samudram, S. Vaithilingam – Malaysian money demand function revisited: the ARDL approach. *Journal of Asia-Pacific Business*, Vol. 9, 193–209, 2008.
- P. Narayan, S. Narayan – Estimating the demand for money in an unstable open economy: the case of the Fiji Islands. *Economic Issues*, Vol. 13, No. 1, 71–91, 2008.
- A. Naseer – Demand for money in Pakistan. *African Journal of Business Management*. Vol. 42, 4306 – 4310, 2013.
- F. Nwafor, H. Nwakanma, P. Nkansah, F. Thompson – The quantity theory of money in a developing economy: Empirical evidence from Nigeria. *African Economic and Business Review*, 5, 1–9, 2007.
- K. Özdemir, M. Saygili – Economic uncertainty and money demand stability in Turkey. *Journal of Economic Studies*. Vol. 40 No. 3, 2013.
- O. Owoye, O. Onafowora – M2 targeting, money demand, and real GDP growth in Nigeria: do rules apply? *Journal of Business and Public Affairs*, Vol. 1, 1–20, 2007.
- M. Pesaran, Y. Shin, R. Smith – Bound testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 16, No. 3, 289–326, 2001.
- B. Pradhan, A. Subramanian – On the stability of demand for money in a developing economy Some Empirical Issues. *J. Dev. Econ.* Vol. 72, 335 – 351, 2003.
- B. Rao, S. Kumar – Cointegration, structural breaks and demand for money in Bangladesh. *Applied Economics*, Vol. 41, 1277–1283, 2009.
- P. Samuelson – *Foundations of Economic Analysis* (Cambridge, Massachusetts: Harvard University Press, 1947).
- I. Sghaier, Z. Abida – Monetary policy rules for a developing countries: evidence from Tunisia. *The Review of Finance and Banking*, Vol. 5, No. 1, 35–46, 2013.
- M. Sichei, S. Kamau – Demand for Money: Implications for the Conduct of Monetary Policy in Kenya. *International Journal of Economics and Finance*, Vol. 4, No. 8, 2012.

- J. Siddiki – Demand for money in Bangladesh: a cointegration analysis. *Applied Economics*, Vol. 32, 977–1984, 2000.
- R. Simmons – An error-correction approach to demand for money in five African developing countries. *Journal of Economic Studies*, Vol. 19, No. 1, 29–47, 1992.
- T. Tang – Demand for M3 and expenditure components in Malaysia: assessment from bounds testing approach. *Applied Economics Letters*, Vol. 9, No. 11, 721–725, 2002.
- T. Tang – Demand for broad money and expenditure components in Japan: an empirical study. *Japan and the World Economy*, Vol. 16, No. 4, 487–502, 2004.
- T. Tang – Money demand function for Southeast Asian countries: an empirical view from expenditure components. *Journal of Economic Studies*, Vol. 34, No. 6, 476–496, 2007.
- I. Telyukova, L. Visschers – Precautionary money demand in a business-cycle model. *Journal of Monetary Economics*, Vol. 60, 900–916, 2013.
- T. Teräsvirta, A. Eliasson – Non-linear error correction and the UK demand for broad Money. *Journal Of Applied Econometrics*, Vol 16, 277–288, 2001.
- V. Treichel – Broad Money Demand and Monetary Policy in Tunisia. IMF Working Paper WP/97/22 (Washington: International Monetary Fund, March 1997).
- J. Tobin – The interest-elasticity of transactions demand for cash. *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 38, No3, 241 – 47, 1956.
- J. Tobin – Liquidity Preference as Behavior Towards Risk. *The Review of Economic Studies*, Vol. 25, No. 67, 65 – 86, 1958.
- N. Wallace – A Suggestion for Oversimplifying the Theory of Money. *Economic Journal (Supplement)*, Vol. 98, 25-36, 1988.
- G. Wesso – Broad money demand and financial liberalization in South Africa. Occasional Paper 18. South African Reserve Bank, Pretoria, 2002.
- E. Ziramba – Demand for money and expenditure components in South Africa: assessment from unrestricted error-correction models. *South African Journal of Economics*, Vol. 75, No. 3, 412–424, 2007.

Annexes

Annexe 1 : Revu de littérature empirique

Étude	Agrégat monétaire	Pays	Période	Technique	Déterminants de la demande de monnaie ^{a,b}	
					Court terme	Long terme
Premier groupe : les études portant sur la Tunisie						
Simmons (1992)	M1	5 pays Africains, y compris la Tunisie	1962-1989	Modèle ECM	Revenu, Inflation	Revenu réel
Treichel (1997)	M2, M4	Tunisie	1962-1995	Johansen	-	Revenu réel, taux des bons de trésor
Arize et Shwiff (1998)	M1, M2	25 Pays en développement, y compris la Tunisie	1960-1990	Johansen	-	Revenu réel, taux d'intérêt, taux de change du marché noir, taux de change officiel
Arize et al. (1999)	M1, M2	12 Pays en développement, y compris la Tunisie	1964-1996	Johansen	-	Revenu réel, taux de change, variabilité du taux de change, taux d'inflation.
Boughrara (2001)	M2	Tunisie	1987-1992	Procédure Engel-Granger, Shin	Revenu réel	Revenu réel, taux des bons de trésor, taux d'intérêt des dépôts spéciaux.
Deuxième groupe : les études décomposant le revenu réel						
Tang (2002)	M3	Malaisie	1973-1998	ARDL	Exportation, taux de change.	Consommation finale, dépenses d'investissement, exportation, taux de change, taux d'intérêt.
Tang (2004)	M2	Japon	1973-2000	Johansen et ARDL	Consommation finale, dépenses d'investissement, Exportation, taux de dépôt, taux sans risque	Dépenses d'investissement, taux de dépôt.
Tang (2007)	M2	5 Pays de l'Asie sud-ouest	Varie selon le pays		Consommation finale (1), dépenses d'exportation (3), taux d'inflation (1), taux de change (1).	Consommation finale (2), exportation (2), taux d'inflation (1).
Ziramba (2007)	M1, M2 et M3	Afrique de Sud	1970-2005	ARDL	Consommation finale, taux d'intérêt.	Dépenses d'investissement, consommations finale, exportations, taux d'intérêt, taux de rendement des obligations souveraines, taux de change.

Remarques : ^a pour le premier groupe, si l'étude porte sur un ensemble de pays, seuls les déterminants de la demande de monnaie en Tunisie sont rapportés. ^b Les chiffres entre parenthèses indiquent le nombre de pays où les variables explicatives ont une incidence sur la demande de monnaie. DPNB : déflateur du produit national brut ; IPC : indice de prix à la consommation ; TPC : taux sur les papiers commerciaux ; TOE : taux des obligations des entreprises ; TBT : taux des bons de trésor ; R : taux de rendement de M2 (moyenne pondérée des taux d'intérêt payés sur les composantes de M2) ; RM2 : taux des papiers commerciaux sur 4-6 mois ; DPI ; déflateur des prix implicite ; TCNE : taux de change nominal effectif ; TC : taux de change ; DPNBI : déflateur du PNB implicite ; EG : Engle et Granger ; AEG : Engle et Granger augmenté ; TVI : technique des variables instrumentales ; MCO : MCO dynamique ; SCRR : somme cumulée des résidus récursifs ; SCCRR : somme cumulée des carrés des résidus récursifs.

Annexe 2 : Résumé des études sur la demande de monnaie utilisant la cointégration et les modèles ECM

Pays/Auteur(s)	Période/Fréquence	Agrégat(s) monétaires	Variable(s) d'échelle	Déterminants Taux d'intérêt	Autres	Test(s) de racine unitaire	Ordre d'intégration	Technique(s) de cointégration/Test(s)	Test(s) de stabilité	Résultats
Pays industrialisés										
Etats Unis										
Hafer et Jansen (1991)	1915 :1-1988 :4 trimestrielle	M1, M2 réels	PIB réel	TPC, TOE		ADF	I(1)	Johansen (1988) ; Johansen et Juselius (1990)		Existence de relation de Cointégration pour M2 mais pas M1
Miller (1991)	1959 :1-1987 :4 trimestrielle	Ln (base ajustée), Ln (M1), Ln (M1 ajustée), ln(M2), ln(M3)	Ln (PNB réel)	Ln (4-6 mois TPC)	Ln (DPI)	DF, ADF	I(1)	EG, AEG		Existence de relation de cointégration entre M2, PNB, DPI, et TPC.
McNown et Wallace (1992)	1973 :2-1988 :4 trimestrielle	Log (M1 réel), Log (M2 réel)	Log (PNB réel)	Log (TBT nominal)	Log (TCNE)	ADF	I(1)	J(1988)		Relation de cointégration pour M1 (mais pas M2) avec le PNB et le TBT.
Mehra (1993)	1953 :1-1991 :2 trimestrielle	Ln (M2 réel)	Ln (PNB réel)	Ln (R-RM2)		ADF	Taux d'intérêt I(0), autres I(1)	MCO ; TVI	Chow	Relation de cointégration pour M2 réel et le PNB réel. Fonction de demande de monnaie stable pour toute la période.
Japon										
Arize et Shwiff (1993)	1973 :1-1988 :4 trimestrielle	Ln (M2 réel)	Ln (PNB réel), Ln (Richesse réelle)	Ln (1+R)	Ln (TC réel) 1/, taux d'inflation 1/, ln(DPNBI) 1/	DF, ADF, PP(1988)	I(1)	AEG	Ashley(1984) ; Chow ; SCRR ; SCCRR	Relation de cointégration entre le PNB réel, la richesse réelle, et le taux de change réel. Un ECM stable sur toute la période.
Allemagne										
Banque centrale d'Allemagne (1995)	1970 :1-1994 :4 trimestrielle	Log (M3/DPNB)	Log (PNB réel)		Variables muettes saisonnières	ADF	I(1)	EG (1987)		Existence de relation de cointégration entre la monnaie, le taux d'intérêt, et le PNB réel.
Pays en voie de développement										
Maroc										
Hoffman et Tahiri (1994)	1959 :1-1988 :2 trimestrielle	Log (M1) ; Log (M2)	Log (PIB/IPC) ; log (PNB/IPC)	Taux des DAT	Log (IPC)	ADF ; KPSS	I(1)	MCO, MCO	Hansen et Johansen (1993)	Un seul vecteur de cointégration entre les mesures de monnaie, prix, revenu réel, et taux d'intérêt.
Tunisie										
Treichel (1997)	1962-1995 annuelle 1990-1995 mensuelle	Ln (M2/IPC) ; ln (M4/IPC)	Ln (PIB réel)	Taux de rendement mensuel des BT, TMM	Taux d'inflation, variables muettes saisonnières	ADF	I(1) sauf le taux d'inflation qui est I(0)	AEG, J (1988)	Chow récursif pour ECM	Relation stable de long terme entre la monnaie et le PIB réels sur les données annuelles, M2 réel est cointégré avec le PIB réel et le TBT pour les observations mensuelles sur 1990-1995. ECM stable.

Annexe 3 : Les études récentes sur la demande de monnaie dans les pays en voie de développement

Etude	Monnaie	Pays	Période	Méthode	lnY	R	Autres résultats
Siddiki (2000)	M2	Bangladesh	1975-1995	ARDL	3.260	0.088	La demande de monnaie au sens de M2 est stable au Bangladesh.
Nachega (2001)	M2	Cameroun	1963-1993	ECM	1.100	7.700	La demande de monnaie au sens de M2 est stable au Cameroun.
Anoruo (2002)	M1	Nigéria	1986(T2)-2001(T1)	MVJ	5.700	-5.440	La demande de monnaie au sens de M1 est stable au Nigéria.
Wesso (2002)	M3	Afrique du Sud	1971(T1)-2000(T4)	MVJ	1.840	-2.760	La demande de monnaie au sens de M3 est instable en Afrique de Sud.
Hafer et Kutan (2003)	M0	Philippines	1980(T1)-1988(T1)	MVJ	0.58	0.17	La demande de monnaie au sens de M1 est stable et peut être utilisée pour la politique monétaire en philippines.
	M1				1.54	-0.1	
	M3				1.40	-0.08	
James (2005)	M2	Indonésie	1983(T1)-2000(T4)	ARDL	1.526	-0.160	La demande de monnaie au sens de M2 est stable en Indonésie.
Atkins (2005)	M2	Jamaïque	1962-2000	MVJ	1.560	1.460	La demande de monnaie au sens de M2 est stable au Jamaïque.
Nwafor et al. (2007)	M2	Nigéria	1986(T3)-2005(T4)	VAR	5.430	0.480	La demande de monnaie au sens de M2 est stable au Nigéria.
Owoye et Onafowora (2007)	M2	Nigéria	1986(T1)-2001(T4)	MVJ	2.067	0.306	La demande de monnaie au sens de M2 est stable au Nigéria.
Nair et al. (2008)	M1	Malaisie	1970-2004	ARDL	1.733	-0.032	Les fonctions de demande de monnaie au sens de M1, M2 et M3 sont stables en Malaisie.
	M2				2.784	0.031	
	M2				3.244	0.089	
Rao et Kumar (2009)	M1	Bangladesh	1973-2003	GH	1.261	-0.03	La demande de monnaie au sens de M1 est stable au Bangladesh.
Drama et Yao (2010)	M1	Côte d'ivoire	1980-2007	MVJ	5.312	-0.191	La demande de monnaie au sens de M2 n'est pas stable en côte d'ivoire.

M0 : base monétaire ; M1 : monnaie au sens étroit ; M2 et M3 : monnaie au sens large ; ARDL : modèle autorégressif à retards échelonnés ; MVJ : maximum de vraisemblance de Johansen ; ECM : modèle à correction des erreurs ; GH : Gregory-Hansen ; lnY : l'élasticité du revenu ; R : semi élasticité du taux d'intérêt.

Annexe 4 : Les études sur la demande de monnaie les plus récentes

Auteurs	Agrégat Monétaire	Variable d'échelle	Coût d'opportunité de détention de la monnaie et variables de contrôle	Pays	Période	Méthode	Résultat
Dreger et Wolters (2013)	M3 nominal – P	Ln (PIB réel), Ln (PIB nominal)	Euribor à 3mois, rendement des obligations souveraines à 10 ans	Zone Euro	Trimestrielle 1981 :T1- 2010 :T4	Contexte de cointégration VAR	L'évolution de M3 mène à une fonction de demande de monnaie stable même durant la crise financière. L'utilisation des variables d'excès de liquidité et d'inflation améliore les capacités prévisionnelles du modèle.
Jawadi et Sousa (2013)	Ln(M3) ZE Ln (M2) USA Ln (M4) RU	Ln (PIB réel)	Taux d'intérêt nominal, taux de change effectif réel, taux d'inflation (déflateur du PIB)	EU et RU et Zone Euro	Trimestrielle 1980 :T1- 2010 :T4 ZE 1959 :T1- 2011 :T1 RU 1963 :T1- 2011 :T1 RU	MCO dynamique	Les effets de richesse sur la demande de monnaie sont importants dans la zone Euro et le RU. L'impact des changements dans le taux d'intérêt sur les encaisses réelles est négatif et faible. La substitution monétaire a une influence majeure sur le comportement de la demande de monnaie au RU.
Baharumshah et Soon (2013)	M1-P M2-P M3-P	PIB réel	Taux de rendement des obligations souveraines à 10 ans, Taux du marché monétaire, IPC, cours boursiers, taux de change effectif réel	Singapore	Trimestrielle 1985 :T1- 2012 :T4	ARDL	Existence de fonction de demande de monnaie (au sens de M2 et M3) stable dans le court et le long terme même lorsque la période est étendue pour inclure la date de la crise globale.
Naseer (2013)	M2	Taux de croissance annuel du PIB au prix du marché	Taux d'intérêt appliqué sur les crédits, IPC	Pakistan	Annuelle 1976-2008	Johansen et Juselius (1990)	Existence d'une relation stable de long terme entre la demande de monnaie pakistanaise au sens de M2, PIB, taux d'intérêt et taux d'inflation.
Bahmani-Oskooee, Xi et Wang (2012)	Ln M2	PIB réel	Taux d'intérêt, taux d'inflation, taux de change effectif nominal	Chine	Trimestrielle 1983 :T1- 2010 :T2	ARDL	Les mesures d'incertitude économique (volatilité de la production) et monétaire (volatilité de l'offre de monnaie) ont un effet à court terme qui ne dure pas sur le long terme sur la demande de monnaie en Chine.
Bahmani-Oskooee et Xi (2011)	Ln M3	PIB réel (2005=100)	Taux d'intérêt à court terme, taux d'inflation (déflateur du PIB (2005=100)), Taux de change effectif nominal, Volatilité du PIB réel, volatilité de l'offre de monnaie nominale (en utilisant l'approche GARCH).	Australie	Trimestrielle 1975 :T1- 2010 :T4	ARDL	Relation stable de long terme entre la monnaie australienne au sens de M3 et ses déterminants. Existence d'Effets aussi bien sur le court que le long terme des mesures d'incertitude économique et financière.
Bahmani-Oskooee et Xi (2014)	Ln (M2 nominal/déflateur du PIB)	PIB réel	Taux des bons de trésor, taux de change effectif nominal, déflateur du PIB (taux d'inflation), Volatilité du PIB réel, volatilité de l'offre de monnaie nominale (en utilisant l'approche GARCH)	6 Pays asiatiques	Trimestrielle 1994 :T1- 2011 :T4	ARDL	Dans les 6 pays, l'incertitude économique et financière a un effet de court terme sur la demande de monnaie. Cependant, cet effet de court terme n'a duré au long terme que dans quelques cas limités.
Bahmani et Kutan (2010)	Ln (M2 nominal/IPC)	PIB réel	Taux de change effectif nominal, taux d'inflation ($IPC_t - IPC_{t-1} / IPC_{t-1}$)	7 Pays de l'Europe d'Est	Trimestrielle 1993 :T1- 2006 :T2	ARDL	Relation stable de long terme entre la demande de monnaie au sens de et ses déterminants.
Bahmani-Oskooee, Bahmani, Kones et Kutan (2015)	Ln (M2 nominal/déflateur du PIB)	PIB réel	Taux du marché monétaire, taux d'inflation (IPC), taux de change effectif nominal, incertitude politique	Royaume Uni	Trimestrielle 1997 :T1- 2013 :T3	ARDL	L'incertitude politique a des effets de court terme négatifs sur la demande de monnaie au RU. Celle-ci pousse les agents à détenir moins de cash et se couvrir contre toute inflation future attendue.

Annexe 5 : Modélisation de l'économie informelle

Modèle : $C_t = \beta_0 + \beta_1 Y_t + \beta_2 Tax + \beta_3 R_t + \varepsilon_t$

Où, C : le logarithme du cash en circulation en dehors des banques divisé par le déflateur des prix.

Y est le logarithme du PIB réel.

TAX est le logarithme de un plus les recettes fiscales totales divisées par le PIB.

R est le taux moyen mensuel du marché monétaire.

ε_t est le terme d'erreur.

Cette spécification traduit la relation de long terme entre les variables explicatives et la demande de cash. On s'attend à avoir β_1 et $\beta_2 > 0$ et $\beta_3 < 0$. On trouve que toutes les séries sont intégrées d'ordre 1 et qu'il existe une relation de cointégration à travers le test de la trace donc on utilise un modèle VECM avec constante et à un seul retard (le retard est choisit sur la base du critère de Schwarz).

On trouve un effet positif de long terme du PIB réel et des recettes fiscales alors que le taux d'intérêt réduit la pression sur la demande de cash. Tous les coefficients sont significatifs ($\beta_0 = -0.94$, $\beta_1 = 0.8017$, $\beta_2 = 0.8714$, $\beta_3 = -0.1554$)

Après avoir estimé le VECM et obtenir les coefficients de long terme de l'équation ci-dessus, On procède à l'estimation de la taille de l'économie informelle. D'abord, on calcule $\hat{C} = -0.94 + 0.8017 Y + 0.8714 TAX - 0.1554 R$. Ensuite, on calcule le cash supplémentaire ($EC = \hat{C} - \tilde{C}$, où $\tilde{C} = -0.94 + 0.8017 Y - 0.1554 R$). En supposant une

vélocité monétaire égale entre les secteurs formel et informel de valeur $v = \frac{Y}{(M1 - EC)}$,

la taille du secteur informelle s'écrit : $Y_{informel} = EC * v$

Pour obtenir la taille du secteur informel en pourcentage du secteur formel lorsque l'élasticité revenu est différente de 1 (ce qui est le cas ici avec $\beta_1 = 0.8$), on utilise l'équation suivante :

$$\left(\frac{Y_{informel}}{Y_{formel}} \right)^{corrigé} = \left(\frac{C_{informel}}{C_{formel}} \right)^{1/\beta_1} = \left(\frac{\hat{Y}_{informel}}{\hat{Y}_{formel}} \right)^{1/\beta_1}$$

Annexe 6 : output d'EvIEWS 9

ARDL Cointegrating And Long Run Form

Dependent Variable: M3BIS

Selected Model: ARDL(1, 0, 0, 0, 0)

Sample: 2000Q1 2015Q1

Included observations: 60

Cointegrating Form				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LNPIBR)	0.171257	0.063754	2.686205	0.0096
D(TMM)	0.000188	0.003002	0.062680	0.9503
D(LNNEER)	0.015837	0.079444	0.199346	0.8427
D(TUNINDEXREEL)	0.021020	0.011812	1.779573	0.0808
CointEq(-1)	-0.137912	0.036174	-3.812446	0.0004

$$\text{Cointeq} = \text{M3BIS} - (1.2418 \cdot \text{LNPIBR} + 0.0014 \cdot \text{TMM} + 0.1148 \cdot \text{LNNEER} + 0.1524 \cdot \text{TUNINDEXREEL} - 2.0197)$$

Long Run Coefficients				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LNPIBR	1.241781	0.632440	1.963476	0.0547
TMM	0.001364	0.021843	0.062464	0.9504
LNNEER	0.114833	0.554165	0.207218	0.8366
TUNINDEXREEL	0.152414	0.063668	2.393904	0.0202
C	-2.019727	8.290169	-0.243629	0.8084

ARDL Cointegrating And Long Run Form

Dependent Variable: M3

Selected Model: ARDL(1, 0, 0, 0, 0)

Sample: 2000Q1 2015Q1

Included observations: 60

Long Run Coefficients				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LNPIBR	1.226358	0.590684	2.076165	0.0427
TMM	0.009528	0.026961	0.353410	0.7252
LNNEER	0.087036	0.575308	0.151286	0.8803
TUNINDEXREEL	0.212281	0.074482	2.850092	0.0062
C	-3.310655	8.092298	-0.409112	0.6841

Chow Forecast Test

Test predictions for observations from 2011Q1 to 2015Q1

	Value	df	Probability
F-statistic	0.841685	(17, 37)	0.6390
Likelihood ratio	19.61649	17	0.2943

ARDL Cointegrating And Long Run Form

Dependent Variable: M3BIS

Selected Model: ARDL(1, 0, 0, 0, 0)

Sample: 2000Q1 2015Q1

Included observations: 60

Long Run Coefficients				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LNPIBR	1.239735	0.618207	2.005373	0.0499
I	-0.002424	0.025056	-0.096741	0.9233
LNNEER	0.106010	0.570764	0.185733	0.8533
TUNINDEXREEL	0.150462	0.067004	2.245570	0.0288
C	-2.006293	8.126699	-0.246877	0.8059

ARDL Cointegrating And Long Run Form

Dependent Variable: M3BIS

Selected Model: ARDL(1, 0, 0, 0, 0, 0)

Sample: 2000Q1 2015Q1

Included observations: 60

Long Run Coefficients				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LNPIBR	1.129149	0.593969	1.901023	0.0627
TMM	0.002358	0.021102	0.111725	0.9115
INF	-0.031290	0.022337	-1.400830	0.1671
LNNEER	0.136757	0.529923	0.258069	0.7974
TUNINDEXREEL	0.166437	0.060956	2.730425	0.0086
C	-4.086200	8.479827	-0.481873	0.6319

ARDL Cointegrating And Long Run Form

Dependent Variable: M3BIS

Selected Model: ARDL(1, 0, 0, 0, 0)

Sample: 2000Q1 2015Q1

Included observations: 60

Long Run Coefficients				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LNPIBR	1.111955	0.562400	1.977159	0.0531
INF	-0.031032	0.021872	-1.418839	0.1617
LNNEER	0.147830	0.510993	0.289299	0.7735
TUNINDEXREEL	0.166201	0.060036	2.768372	0.0077
C	-3.831600	8.003122	-0.478763	0.6340

ARDL Cointegrating And Long Run Form

Dependent Variable: M3BIS

Selected Model: ARDL(1, 0, 0, 0, 0)

Sample: 2000Q1 2015Q1

Included observations: 60

Long Run Coefficients				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LNPIBR	1.199373	0.453070	2.647216	0.0106
TMM	0.005552	0.024197	0.229467	0.8194
LOG(REER)	-0.251252	0.627366	-0.400487	0.6904
TUNINDEXREEL	0.162988	0.072750	2.240394	0.0292
C	-1.082047	6.698545	-0.161535	0.8723

ARDL Cointegrating And Long Run Form

Dependent Variable: M3BIS

Selected Model: ARDL(1, 0, 0, 0, 0)

Sample: 2000Q1 2015Q1

Included observations: 60

Cointegrating Form				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LNPIBR)	0.253953	0.101201	2.509396	0.0152
D(TMM)	0.000784	0.003052	0.256933	0.7982
D(LNNEER)	0.022058	0.087165	0.253054	0.8012
D(TUNINDEXREEL)	0.024247	0.012193	1.988620	0.0519
D(BREAK2011)	0.009858	0.009375	1.051519	0.2978
CointEq(-1)	-0.181802	0.055210	-3.292891	0.0018

$$\text{Cointeq} = \text{M3BIS} - (1.3969 \cdot \text{LNPIBR} + 0.0043 \cdot \text{TMM} + 0.1213 \cdot \text{LNNEER} + 0.1334 \cdot \text{TUNINDEXREEL} + 0.0542 \cdot \text{BREAK2011} - 4.5084)$$

Long Run Coefficients				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LNPIBR	1.396866	0.513963	2.717833	0.0089
TMM	0.004314	0.016827	0.256347	0.7987
LNNEER	0.121327	0.485536	0.249882	0.8036
TUNINDEXREEL	0.133368	0.051498	2.589770	0.0124
BREAK2011	0.054226	0.040577	1.336356	0.1871
C	-4.508441	6.885678	-0.654756	0.5155

Chow Breakpoint Test: 2011Q1

Null Hypothesis: No breaks at specified breakpoints

Varying regressors: All equation variables

Equation Sample: 2000Q2 2015Q1

F-statistic	1.096888	Prob. F(6,48)	0.3780
Log likelihood ratio	7.709453	Prob. Chi-Square(6)	0.2602
Wald Statistic	6.581330	Prob. Chi-Square(6)	0.3613