

**INSTITUT DE FINANCEMENT DU DÉVELOPPEMENT DU
MAGHREB ARABE**



Mémoire de fin d'Etudes

Thème :

**EFFICACITE DU CANAL DU TAUX
D'INTERET DANS LA TRANSMISSION DE
LA POLITIQUE MONETAIRE EN TUNISIE**

Présenté et soutenu par :

Oumayma AYADI

Encadré par :

Mr. Mongi SAFRA

Etudiant(e) parrainé(e) par :

Banque Centrale de Tunisie

DÉDICACES

Je dédie ce travail :

À mon cher père Sabri, ma raison de vivre, qui a toujours cru en moi et m'a amoureusement challengé dans des situations extrêmement contraignantes et répressives.

À ma chère mère Donia, ma raison d'être, la source de mes succès, la lanterne qui éclaire mon chemin et m'illumine de douceur et d'amour.

À mes frères Nizar et Rayen, en signe d'amour, de reconnaissance et de gratitude pour tous les soutiens et les sacrifices dont ils ont fait preuve à mon égard.

À mes sœurs Ichrak et Islem, la lumière de mes jours, la flamme de mon bonheur. C'est à vous que je dois cette réussite et je suis fier de vous l'offrir.

À mes amis, en témoignage de l'amitié sincère qui nous a liés et des bons moments passés ensemble. Je vous souhaite un avenir radieux et plein de bonnes promesses.

REMERCIEMENTS

*Mes premiers remerciements s'adressent, tout particulièrement, à mon encadrant académique monsieur **Mongi SAFRA**, pour sa confiance, sa disponibilité, ses aides précieuses et ses conseils constructifs qui m'ont permis de bien accomplir ce travail.*

*Mes sincères remerciements s'adressent à toute l'équipe de la **Direction Générale de la Politique monétaire de la Banque Centrale de Tunisie DGPM**.*

*Je remercie madame **Rim KOLSI** d'avoir assuré le bon déroulement de mon stage.*

*Mes remerciements distingués s'adressent à monsieur **Moez LAJMI** pour son encadrement, sa disponibilité et sa générosité tout au long de la période du stage. Ses conseils ont permis d'orienter mon travail pertinemment.*

*Je tiens, également, à remercier monsieur **Aymen MAKNI** pour ses encouragements, sa disponibilité et sa générosité. Son aide précieuse et ses conseils m'ont beaucoup aidé à mener à bien mon travail.*

*Je tiens, également, à exprimer ma reconnaissance à madame **Sihem KHADHRAOUI**, pour ses conseils précieux qui ont beaucoup facilité l'accomplissement de ce mémoire.*

*Je tiens, tout particulièrement, à remercier messieurs **Nabil LAADHARI** et **Abderrahmen MILED** d'avoir mis à notre disposition des informations utiles à la finalisation de ce mémoire.*

Mes remerciements vont enfin au corps professoral ainsi que tout le personnel de l'IFID pour leur disponibilité et leur bienveillance tout au long de notre formation.

Enfin, ma reconnaissance s'adresse aux membres de jury pour l'honneur qu'ils me font en acceptant de juger ce travail, souhaitant qu'il atteigne l'objectif souhaité.

RESUME

Ce document examine l'efficacité du canal du taux d'intérêt dans la transmission de la politique monétaire en Tunisie en se basant sur deux approches économétriques à savoir : une modélisation ARDL et une modélisation SVAR. En effet, la transmission de la politique monétaire passe par deux étapes complémentaires. L'étude de la première étape basée sur une modélisation ARDL, est consacrée à l'analyse du « **Pass-Through** » de l'instrument de politique monétaire sur les taux débiteurs des banques tunisiennes. Pour ce faire, nous nous sommes référés au taux du marché monétaire comme instrument de conduite de la politique monétaire en Tunisie. De même, en raison de la confidentialité des données, nous avons eu recours au taux effectif global « TEG » spécifique à chaque catégorie de crédit pour représenter les taux débiteurs des banques tunisiennes. L'étude a été réalisée avec une fréquence semestrielle couvrant la période 2000S1-2022S1. Le résultat de l'estimation montre que, sur le CT, le TMM exerce un **effet positif et moins que proportionnel** sur les taux débiteurs des crédits bancaires en Tunisie. En ce qui concerne la force de rappel à l'équilibre de LT, les résultats montrent que la proportion du déséquilibre entre le TEG observé et le TEG d'équilibre sera corrigée en **un semestre** et l'ajustement total sera presque terminé dans **deux ans** pour les crédits à la consommation et dans **11 mois** pour les crédits d'habitat. Pareillement, l'ajustement complet sera quasiment terminé au bout **d'un an et demi** pour les crédits à court terme, en **moins de trois semestres** pour les crédits à moyen terme et dans **un an** pour les crédits à long terme. Quant à la dynamique de long terme, les résultats montrent que le « **Pass-Through** » du taux de marché monétaire sur les taux débiteurs des banques tunisiennes est **relativement plus que complet** pour toutes les catégories de crédits à l'exception des crédits d'Habitat qui est presque complet (**97%**). La transmission de la politique monétaire via le canal du taux d'intérêt met au point son achèvement au niveau macroéconomique. Ainsi, dans cette étape, nous avons étudié, à travers un modèle SVAR, les fonctions de réponses impulsionnelles de l'inflation et de la croissance économique suite à un choc de politique monétaire en Tunisie. Cette étude a été menée avec une fréquence trimestrielle couvrant la période 2012-2022. L'estimation montre que l'instrument de politique monétaire, qui est le TMM, est **opérationnel et relativement efficace** dans la conduite de la politique monétaire et la lutte contre l'inflation en Tunisie.

Mots clés : Canal du taux d'intérêt, Efficacité, Force de rappel. Modèle ARDL, Modèle SVAR, « **Pass-Through** », Politique monétaire, TEG, TMM.

Classification JEL : E43, E52, G621.

ABSTRACT

This research assesses the effectiveness of monetary policy's transmission in Tunisia via the interest rate channel using two econometric approaches: an ARDL and SVAR modeling. In fact, the transmission of monetary policy goes through two complementary stages. The study of the first stage of transmission of monetary policy in Tunisia, based on ARDL modeling, is devoted to the analysis of the "**Pass-Through**" of the monetary policy instrument on the lending rates of Tunisian banks. In order to achieve this, we have used the money market rate as the instrument for conducting monetary policy in Tunisia. Similarly, because of data's confidentiality, we have used the overall effective rate "TEG" specific to each category of credit to represent the lending rates of Tunisian banks. The study is conducted by utilizing semi-annual frequency data that covers the period 2000S1-2022S1. The result of the estimation shows that, in the short term, the money market rate has a **positive and less than proportional effect** on the lending rates of banks in Tunisia. Regarding the return to the long run equilibrium, the results show that the proportion of the imbalance between the observed TEG and the equilibrium TEG will be corrected in **one semester** and the total adjustment will be almost completed in **two years** for consumer credits and in **11 months** for mortgage credits. Similarly, the full adjustment will be almost complete in **one and a half years** for short-term loans, in **less than three semesters** for medium-term loans and in **one year** for long-term loans. As for the long-term dynamics, the results show that the "**Pass-Through**" of the money market rate on the lending rates of Tunisian banks is **relatively more than complete as it exceeds 100%** for all categories of credits except for mortgage credits which is almost complete (**97%**). The transmission of monetary policy via the interest rate channel finalizes its completion at the macroeconomic level. Thus, in this step, we studied, through an SVAR model, the impulse responses functions of inflation and economic growth that occur after a monetary policy shock in Tunisia. This study was done using quarterly frequency data that cover the period between 2012 and 2022. The estimation shows that the instrument of monetary policy, which is the MMR, is **operational and relatively effective** in the conduct of monetary policy and in the control of inflation in Tunisia.

Keywords: Interest rate channel, Efficiency, Recall force. ARDL model, SVAR model, Pass-Through, Monetary policy, TEG, MMR.

Classification JEL : E43, E52, G621.

LISTE DES ABREVIATIONS

| | |
|---------------|--|
| RDL | Autoregressive Distributed Lag |
| AR | Autoregressif |
| ADF | Dickey Fuller augmenté |
| AIC | AIC: Akaike information criterion |
| BCE | Banque centrale européenne |
| BCT | Banque centrale de Tunisie |
| BERD | Banque européenne pour la reconstruction et le développement |
| BSVAR | Vecteur Autoregressif structurel bayésien |
| CEMAC | Communauté économique et monétaire de l'Afrique centrale |
| CMLT | Court, Moyen et long terme |
| CT | Court Terme |
| CUSUM | Test de stabilité |
| DAT | Dépôt à Terme |
| DAV | Dépôt à Vue |
| DL | Distributed Lag |
| DSGE | Modèles d'équilibre général dynamique stochastique |
| DYNARE | Logiciel scientifique de résolution et simulation de modèles macroéconomiques dynamiques |
| ECM | Modèle à correction d'erreurs |
| ECT | Effet de court terme |
| FED | Federal Reserve Board |
| FMI | Fonds Monétaire International |
| HP | Hodrick-Prescott |
| HQ | Hannan-Quinn information criterion |
| IPC | Indice des Prix à la Consommation |
| LT | Long Terme |
| MCE | Modèle à Correction d'Erreur |
| MT | Moyen Terme |
| NAIRU | Non Accelerating Inflation Rate of Unemployment |
| OPR | Opération Principale de Refinancement |
| PED | Pays en Développement |
| PIB | Produit Intérieur Brut |
| SED | Système d'Echange des Données |
| SGMT | Système de Virements de Gros Montant Tunisien |
| SIC | Schwarz Information Criterion |
| SVAR | Structural Vector Autoregressive |
| TD | Taux Directeur |
| TEG | Taux Effectif Global |
| TMM | Taux Moyen Mensuel du Marché Monétaire |
| VAR | Vecteur Autoregressif |

LISTE DES TABLEAUX

| | |
|---|----|
| TABLEAU 01 : PRESENTATION THEORIQUE DE L'EQUILIBRE SUR LE MARCHE EXTERNE..... | 23 |
| TABLEAU 02 : PRESENTATION DU « PASS-THROUGH » DU TAUX DIRECTEUR SUR LES TAUX DEBITEURS ET CREDITEURS DES BANQUES DANS LA ZONE EURO..... | 28 |
| TABLEAU 03 : SYNTHESE DES TRAVAUX EMPIRIQUES SUR LE « PASS-THROUGH » DU TAUX DE MARCHE MONETAIRE SUR LES TAUX BANCAIRES..... | 29 |
| TABLEAU 04 : PRESENTATION DE LA SYNTHESE DES TRAVAUX EMPIRIQUES AYANT ETUDIE LES DETERMINANTS DU « PASS-THROUGH » DU TAUX DE MARCHE MONETAIRE SUR LES TAUX DEBITEURS DES BANQUES..... | 31 |
| TABLEAU 05 : PRESENTATION DES VARIABLES DU MODELE ARDL | 53 |
| TABLEAU 06 : RESULTAT DU TEST ADF | 62 |
| TABLEAU 07 : DETERMINATION DU LAG OPTIMAL | 64 |
| TABLEAU 08 : PRESENTATION DE LA DYNAMIQUE DE COURT TERME DES VARIABLES | 68 |
| TABLEAU 09 : PRESENTATION DU MECANISME A CORRECTION D'ERREUR..... | 69 |
| TABLEAU 10 : PRESENTATION DE LA DYNAMIQUE DE LONG TERME DES VARIABLES..... | 71 |
| TABLEAU 11 : PRESENTATION DES TESTS SUR LES RESIDUS..... | 78 |
| TABLEAU 12 : MATRICE DE CORRELATION DE PEARSON | 88 |
| TABLEAU 13 : RESULTAT DU TEST ADF | 89 |
| TABLEAU 14 : DETERMINATION DU NOMBRE DE RETARDS OPTIMAL | 91 |
| TABLEAU 15 : TEST D'ABSENCE D'AUTOCORRELATION DES RESIDUS..... | 92 |
| TABLEAU 16 : TEST DE NORMALITE DES RESIDUS..... | 92 |
| TABLEAU 17 : RESULTAT DU TEST D'HETEROSCEDASTICITE DES RESIDUS..... | 92 |

LISTE DES GRAPHIQUES

| | |
|---|-----|
| GRAPHIQUE 01 : EVOLUTION DU TAUX DIRECTEUR ET DES TAUX DEBITEURS DES BANQUES TUNISIENNES..... | 54 |
| GRAPHIQUE 02 : EVOLUTION DU PIB EN TUNISIE DURANT LA PERIODE 2012-2022..... | 82 |
| GRAPHIQUE 03 : EVOLUTION DE L'INFLATION EN TUNISIE DURANT LA PERIODE 2010-2022..... | 84 |
| GRAPHIQUE 04 : REACTION DU TMM A UN CHOC D'INFLATION..... | 94 |
| GRAPHIQUE 05 : REACTION DE L'OUTPUT GAP A UN CHOC D'INFLATION..... | 96 |
| GRAPHIQUE 06 : REACTION DE L'INFLATION A UN CHOC DE TAUX D'INTERET..... | 98 |
| GRAPHIQUE 07 : REACTION DE L'OUTPUT GAP A UN CHOC DE TAUX D'INTERET..... | 99 |
| GRAPHIQUE 08 : REACTION DE L'INFLATION A UN CHOC DE L'OUTPUT GAP..... | 101 |
| GRAPHIQUE 09 : REACTION DU TMM A UN CHOC DE L'OUTPUT GAP..... | 103 |
| GRAPHIQUE 10 : DECOMPOSITION DE LA VARIANCE TOTALE DES VARIABLES..... | 104 |

LISTE DES ANNEXES

| | | |
|-----------|--|------------|
| A. | LES ANNEXES DE LA PREMIERE PARTIE ARDL..... | 119 |
| A.1. | SCHEMA DE TRANSMISSION DE LA POLITIQUE MONETAIRE | 119 |
| A.2. | EVOLUTION GRAPHIQUE DES VARIABLES..... | 119 |
| A.3. | MATRICE DE CORRELATION ENTRE LES VARIABLES..... | 120 |
| A.4. | STATISTIQUES DESCRIPTIVES DES VARIABLES | 120 |
| A.5. | TEST DE STATIONNARITE DES VARIABLES DU MODELE ARDL : TEST ADF | 121 |
| A.6. | TEST DE CAUSALITE DE GRANGER AU SENS DE YAMAMOTO | 127 |
| A.7. | DETERMINATION DU NOMBRE DE RETARD OPTIMAL | 128 |
| A.8. | TEST DE COINTEGRATION AUX BORNES | 129 |
| A.9. | PRESENTATION DES RESULTATS DU MODELE OPTIMAL | 129 |
| A.10. | FORCE DE RAPPEL OU MECANISME A CORRECTION D'ERREUR..... | 130 |
| A.11. | DYNAMIQUE DE LONG TERME..... | 130 |
| A.12. | ANALYSE DE VALIDITE DU MODELE : TEST DE CUSUM | 132 |
| A.13. | TEST DE NORMALITE DES RESIDUS..... | 133 |
| A.14. | TEST D'AUTOCORRELATION ET D'HETEROSCEDASTICITE DES RESIDUS | 134 |
| B. | LES ANNEXES DE LA DEUXIEME PARTIE - MODELE SVAR..... | 135 |
| B.1. | ELEMENTS DE LA THEORIE DE LA MODELISATION SVAR..... | 135 |
| B.2. | LES RESTRICTIONS DU MODELE SVAR | 136 |
| B.3. | ANALYSE DES FONCTIONS DE REPONSES IMPULSIONNELLES | 138 |
| B.4. | EVOLUTION DES VARIABLES | 138 |
| B.5. | TEST DE STATIONNARITE DES VARIABLES DU MODELE S-VAR : TEST ADF | 139 |
| B.6. | RESULTAT DU TEST DE CAUSALITE DE GRANGER..... | 142 |
| B.7. | ESTIMATION DES MATRICES DU MODELE VAR STRUCTUREL A LA CHOLESKY | 142 |
| B.8. | LES FONCTIONS DE REPONSES IMPULSIONNELLES | 143 |
| B.9. | LES ETUDES EMPIRIQUES AUTOUR DE LA RELATION OUTPUT GAP-INFLATION | 144 |
| B.10. | DECOMPOSITION HISTORIQUE DE CHOLESKY | 145 |
| B.11. | DECOMPOSITION DE LA VARIANCE DES VARIABLES | 146 |

PLAN

| | |
|---|------------|
| INTRODUCTION GANARALE | 1 |
| PARTIE I : TAUX D'INTERET ET CONDUITE DE LA POLITIQUE MONETAIRE | 7 |
| INTRODUCTION..... | 7 |
| <i>CHAPITRE 01 : FONDEMENTS THEORIQUES SUR L'EFFICACITE DU CANAL DU TAUX D'INTERET DANS LA TRANSMISSION DE LA POLITIQUE MONETAIRE</i> | 8 |
| INTRODUCTION | 8 |
| I. Fondements théoriques de la politique monétaire et canaux de transmission | 8 |
| II. Analyse du « Pass-Through » de l'instrument de politique monétaire sur les taux bancaires..... | 15 |
| III. Impact du taux d'intérêt sur les variables macroéconomiques réelles..... | 20 |
| CONCLUSION..... | 26 |
| <i>CHAPITRE 02 : FONDEMENTS EMPIRIQUES SUR L'EFFICACITE DU CANAL DU TAUX D'INTERET DANS LA TRANSMISSION DE LA PLITIQUE MONETAIRE</i> | 27 |
| INTRODUCTION | 27 |
| I. Revue de littérature empirique sur le « Pass-Through » du taux directeur sur les taux bancaires. | 27 |
| II. Revue de littérature sur l'efficacité du canal du taux d'intérêt dans la transmission de la politique monétaire dans différents pays | 32 |
| III. Revue de littérature sur l'efficacité du canal du taux d'intérêt dans la transmission de la politique monétaire en Tunisie..... | 37 |
| CONCLUSION..... | 42 |
| CONCLUSION DE LA PREMIERE PARTIE..... | 43 |
| PARTIE II : EVALUATION ECONOMETRIQUE DE L'EFFICACITE DU CANAL DU TAUX D'INTERET DANS LA TRANSMISSION DE LA POLITIQUE MONETAIRE : CAS DE LA TUNISIE | 46 |
| INTRODUCTION..... | 46 |
| <i>CHAPITRE 01 : MODELISATION DU « PASS-THROUGH » DE L'INSTRUMENT DE POLITIQUE MONETAIRE SUR LES TAUX DEBITEURS DES BANQUES TUNISIENNES</i> | 48 |
| INTRODUCTION | 48 |
| I. Cadre de conduite de la politique monétaire en Tunisie | 48 |
| II. Présentation des variables et de la méthodologie économétrique d'estimation..... | 52 |
| III. Evolution des variables, matrice de corrélation et analyse des statistiques descriptives | 59 |
| IV. Présentation des tests préalables à l'estimation du modèle | 61 |
| V. Présentation de la spécification du modèle issue de la forme générale du modèle ARDL..... | 66 |
| VI. Présentation des résultats de l'estimation du modèle ARDL et interprétations économiques..... | 68 |
| CONCLUSION..... | 79 |
| <i>CHAPITRE 02 : MODELISATION DE L'IMACT DE L'INSTRUMENT DE POLITIQUE MONETAIRE SUR LA CROISSANCE ECONOMIQUE ET L'INFLATION EN TUNISIE</i> | 80 |
| INTRODUCTION | 80 |
| I. Présentation des variables, des hypothèses du modèle et de la méthodologie économétrique d'estimation | 80 |
| II. Evolution des variables | 88 |
| III. Présentation de la matrice de corrélation entre les variables | 88 |
| IV. Présentation des tests préalables à l'estimation du modèle du modèle SVAR | 89 |
| V. Détermination du nombre de retard optimal | 91 |
| VI. Test sur les résidus | 91 |
| VII. Analyse des effets des actions de la politique monétaire sur l'économie réelle | 93 |
| CONCLUSION..... | 106 |
| CONCLUSION GENERALE | 108 |
| RÉFÉRENCES BIBLIOGRAPHIQUES | 113 |
| WEBOGRAPHIE | 118 |
| ANNEXES | 119 |
| TABLE DES MATIERES | 147 |

INTRODUCTION GANARALE

Au cours des dernières décennies, plusieurs réflexions ont porté sur l'importance des mécanismes de transmission de la politique monétaire tant dans les pays développés que dans les pays en voie de développement. En effet, la politique monétaire constitue, à côté des politiques budgétaires, de change et des politiques industrielles et commerciales l'un des instruments de conduite de la politique économique du pays.

Selon **Kaldor**, la bonne gestion d'une économie dépend de la capacité du gouvernement à atteindre à la fois les quatre objectifs du « **carré magique** » à savoir : le plein emploi, la stabilité des prix, la croissance économique et l'équilibre extérieur.

Pour pouvoir atteindre ces objectifs, le gouvernement doit veiller au maintien d'un haut niveau d'emploi ainsi qu'un solde commercial excédentaire. De même, le gouvernement est tenu de garantir un niveau minimal de croissance du PIB et d'un niveau des prix stable autour de **2%** idéalement.

Néanmoins, les expériences ont montré qu'il est impossible voire magique qu'un gouvernement peut atteindre ces quatre objectifs simultanément. Ainsi, les Etats aujourd'hui priorisent leurs objectifs et se concentrent, chacun, sur le plus urgent face à l'évolution de la situation macroéconomique du pays. Dès lors, la majorité des banques centrales se sont alors concentrées sur l'objectif de stabilité des prix.

Pour assurer la stabilité des prix, les banques centrales considèrent la politique monétaire comme une cible stratégique de lutte contre les pressions inflationnistes. De ce fait, comprendre la transmission de la politique monétaire est devenu l'un des piliers primordiaux des banques centrales pour la mise en œuvre d'une politique monétaire saine, efficace et non inflationniste. Cette compréhension permettra aux autorités monétaires d'assimiler la façon avec laquelle les décisions prises impactent l'économie réelle.

A cette fin, la compréhension de la transmission des actions de la politique monétaire sur l'économie réelle est fortement liée au degré de maîtrise des canaux de transmission, et plus particulièrement, du canal du taux d'intérêt qui constitue une cible opérationnelle de conduite de la politique monétaire pour la majorité des banques centrales.

Ainsi, à travers ce canal, les banques centrales ajustent, en fonction de leurs anticipations, le niveau du taux d'intérêt afin d'influencer l'output gap et le niveau d'inflation cible. En outre, les décideurs doivent savoir la vitesse et les délais de transmission de leurs actions à l'économie réelle. Cette question de transmission connue sous le phénomène du « **Pass-Through** » est fondamentale et jusqu'à présent, plusieurs études ont montré que l'ampleur de ce phénomène diffère d'un pays à un autre en fonction des particularités de l'économie à savoir : la structure du système monétaire et financier, le niveau des agrégats monétaires ainsi que le développement de l'environnement macroéconomique dans son ensemble.

Dans ce contexte, certains économistes à savoir **Bernanke et Blinder (1992)**, **Christiano et Eichenbaum (1995)**, **Leeper et al. (1996)**, **Christiano et al. (1999)**, **Uhlig (2005)**, et **Forni et Gambetti (2010)**, se sont concentrés sur l'étude de l'efficacité des canaux de transmission de la politique monétaire, surtout dans les pays qui adoptent une politique de ciblage d'inflation ou ceux qui préparent la transition vers une politique de ciblage d'inflation. Ces économistes ont révélé qu'il n'y a pas toujours un consensus sur le canal le plus important pour la transmission de la politique monétaire et la lutte contre l'inflation.

En Tunisie, la politique monétaire évolue dans une situation macroéconomique spécifique marquée par la vulnérabilité, le surendettement, l'incertitude et l'aggravation des déficits jumeaux « **Twin deficits** ». En effet, le surendettement dont souffre la Tunisie, fragilise l'économie et complique le rôle d'équilibrisme de la Banque Centrale, vu qu'un fort endettement est susceptible de nuire à l'efficacité de la politique monétaire.

Malgré cette situation délicate, la dette publique actuelle n'a pas atteint un niveau qui risque de rendre la politique monétaire inefficace. Néanmoins, cette situation est susceptible de s'aggraver à tout moment si la dette publique continue à suivre sa tendance haussière surtout dans un environnement marqué par le protectionnisme et la hausse continue des taux d'intérêt. A ce niveau apparaît le rôle de la Banque Centrale de Tunisie dans le cadre de conduite de sa mission de stabilité des prix.

Pour ce faire, elle dispose principalement de trois instruments à savoir : le taux directeur, le taux de change et les réserves obligatoires. Cependant, la BCT a recours essentiellement au taux directeur comme une cible opérationnelle de conduite de la politique monétaire et de lutte contre l'inflation en Tunisie.

INTRODUCTION GENERALE

A cette égard, la BCT ajuste, en fonction de ses anticipations, le taux directeur afin d'atteindre son objectif ultime de stabilité des prix. En effet, en se référant aux actions prises par cette autorité pour assurer la stabilité des prix, nous constatons qu'au cours de l'année 2018 le taux d'inflation a subi des augmentations successives pour se stabiliser à **7.5%** en fin d'année contre **6.4%** en 2017 et **4.2%** en 2016. Etant proactive, la Banque Centrale de Tunisie, a augmenté le taux directeur de **100** points de base pour le ramener à **6.75%**. De même, en 2019, le maintien de l'inflation a obligé la Banque Centrale de Tunisie, garant de la stabilité des prix, de continuer à relever son taux directeur de **100** points de base pour le faire passer à **7.75%**. Cette action avait pour objectif de maintenir un taux d'intérêt réel positif, en Tunisie, favorisant ainsi la convergence de l'inflation vers son niveau d'équilibre de long terme. Cette orientation de politique monétaire a soutenu le processus désinflationniste durant cette période et par conséquent la BCT a réussi à ramener le niveau d'inflation de **7.7%** en juin 2018 à **6.1%** en décembre 2019.

L'année 2020, étant une année pandémique, a été marquée par une baisse de l'inflation pour atteindre un niveau de **5.6%** contre **6.1%** en 2019. Cette baisse a été expliquée essentiellement par un ralentissement de l'inflation sous-jacente. Suite à cette crise, la situation économique du pays s'est aggravée et la Banque Centrale de Tunisie s'est trouvée dans l'obligation de baisser, en mars 2020, le taux directeur de **100** points de base pour atteindre **6.75%** suivie, en octobre 2020, d'une seconde baisse de **50** points de base pour se stabiliser à **6.25%**.

Après avoir observé une trajectoire désinflationniste en 2019 et en 2020, l'inflation repart en 2021 à la hausse pour atteindre **5.7%**. Suite à cette légère reprise, la Banque Centrale de Tunisie a adopté une politique de stabilisation en adéquation avec la politique économique du gouvernement et elle a décidé de maintenir son taux directeur inchangé à **6.25%**.

En juin 2022, l'inflation atteint **8.1%**, un niveau précaire expliqué essentiellement par une augmentation du niveau de l'inflation importée. Suite à cette évolution, la BCT a annoncé une augmentation du taux directeur de **75** points de base pour se stabiliser à **7%**. Dans ce contexte, l'inflation a poursuivi une tendance haussière pour atteindre **8.2%** en Juillet 2022 et **8.6%** en Aout 2022. Elle a grimpé à **9.1%** en septembre 2022, à **9.2%** en octobre 2022 et à **9.8%** en novembre 2022.

Ce niveau d'inflation semble être le plus haut niveau qu'a connu la Tunisie depuis 40 ans et l'économie tunisienne s'est trouvée en proie à la pire situation de crise économique et financière depuis son indépendance. Laquelle crise a été intensifiée par des retombées de la pandémie « **COVID-19** » ainsi que celles de la **Guerre Ukraine**. Devant une telle situation internationale très particulière qui menace l'économie tunisienne, la Banque Centrale de Tunisie a réagi une autre fois en augmentant son instrument de politique monétaire de 25 points de base le portant de **7%** à **7.25%**.

A la fin du mois de décembre 2022, la Banque Centrale de Tunisie a examiné les dernières évolutions économiques et financières et a décidé de relever le taux directeur de 75 points de base, le ramenant à **8%**. Cette action s'inscrit dans le cadre de lutte contre l'inflation en Tunisie. Ainsi, plusieurs réflexions se présentent quant à l'impact de cette action sur l'économie tunisienne dans son ensemble.

D'après cet aperçu préliminaire sur l'évolution de l'inflation ainsi que les réactions de la BCT en réponse à cette évolution durant la période 2018-2022, nous constatons qu'en général, lorsque l'inflation augmente, la réaction de la banque centrale sera l'augmentation du taux directeur. Ainsi, ce cadre d'analyse nous pousse à poser la question sur l'efficacité du canal du taux d'intérêt dans la transmission de la politique monétaire ainsi que ses effets sur les variables macroéconomiques réelles en Tunisie.

De ce fait, notre étude se propose de répondre à la problématique centrale suivante :

Dans quelle mesure le canal du taux d'intérêt permet-il une transmission efficace de la politique monétaire et quel est son impact sur les variables macroéconomiques réelles en Tunisie ?

De cette problématique découle les deux interrogations suivantes :

1. Avec quelle ampleur les chocs de politique monétaire sont transmis sur les taux débiteurs des banques tunisiennes ?

Cette question permet de savoir si le degré du « **Pass-Through** » de l'instrument de politique monétaire sur les taux débiteurs des banques tunisiennes est complet.

2. Est-ce que le taux directeur permet la transmission efficace de la politique monétaire à l'économie réelle en Tunisie ?

Cette question permet de savoir dans quelle mesure un choc de politique monétaire affecte la sphère réelle en Tunisie.

Cette problématique est devenue très intéressante et d'actualité, de nos jours, tant dans les pays développés qu'émergents. En effet, la majorité des banques centrales dans le monde ont augmenté leurs taux directeurs pour contrecarrer les effets de la guerre Ukraine, l'envolée des prix des céréales et de l'énergie ainsi que les perturbations au niveau des chaînes d'approvisionnement dans le monde et ce afin de maîtriser le niveau d'inflation. Ainsi, la **FED** a augmenté, en Mai 2022 et encore une fois en Septembre, son taux directeur de **75** points de base et la **BCE** a annoncé, en septembre 2022, une augmentation de ses taux directeurs de **75** points de base afin de lutter contre les pressions inflationnistes. De même, la **BCT** a augmenté son taux d'intérêt directeur de **75** points de base puis de 25 points de base pour se stabiliser à **7.25%** en octobre 2022. Encore une fois, la BCT vient d'augmenter son taux directeur de **75** points de base pour le ramener à **8%** en fin décembre 2022. Cette action ferme, s'avère nécessaire pour maîtriser l'inflation, faire face aux vives pressions sur les déficits jumeaux, défendre le taux de change et préserver les réserves en devises du pays.

Dans ce contexte économique très difficile et fortement touché par les retombés de la pandémie « COVID-19 » et la crise Ukraine, assurer une croissance économique saine, stable et non inflationniste est devenu et restera toujours un impératif pour le gouvernement auquel tous les efforts doivent être réservés. De sa part, la Banque Centrale de Tunisie, en tant qu'autorité monétaire garant de la stabilité des prix, se charge de la préservation des équilibres macroéconomiques internes et externes malgré les vives pressions exercées tant sur les finances publiques que sur le secteur extérieur durant cette période.

En vue de répondre à cette problématique et d'atteindre les objectifs qui lui sont fixés, notre travail de recherche sera articulé autour de deux parties complémentaires.

Une première partie, composée de deux chapitres, sera consacrée à la présentation des fondements théoriques et empiriques liés à la problématique de l'efficacité du canal du taux d'intérêt dans la transmission de la politique monétaire.

Le premier chapitre, sera réservé à la présentation du rôle du taux d'intérêt dans la conduite de la politique monétaire. Dans un premier lieu, nous mettrons en évidence le cadre théorique régissant la conduite de la politique monétaire notamment : les théories, les objectifs,

les instruments et les canaux de transmission. Dans un deuxième lieu, nous analyserons le « **Pass-Through** » de l'instrument de politique monétaire sur les taux débiteurs des banques et dans un troisième lieu, nous étudierons, l'impact de cet instrument sur les variables macroéconomiques réelles, notamment, la croissance économique et l'inflation.

Le deuxième chapitre, sera consacré à la présentation de la revue de littérature empirique relative à la problématique de l'efficacité du canal du taux d'intérêt dans la transmission de la politique monétaire dans plusieurs pays. Ainsi, nous présenterons, dans un premier lieu, la revue de littérature empirique ayant analysé le « **Pass-Through** » de l'instrument de politique monétaire sur les taux débiteurs des banques dans différents pays. Dans un deuxième lieu, nous exposerons la revue de la littérature empirique ayant étudié l'impact du taux d'intérêt sur les variables macroéconomiques réelles dans différents pays en l'occurrence : Ghana, Vietnam, l'Union Européenne et Arménie. Et en dernier lieu, nous présenterons la revue de littérature empirique ayant traité cet aspect en Tunisie.

La deuxième partie, composée de deux chapitres, sera consacrée à l'étude empirique de l'efficacité du canal du taux d'intérêt dans la transmission de la politique monétaire en se basant sur des données tunisiennes.

Le troisième chapitre, viendra d'enrichir ce travail de recherche en mettant en avant la modélisation du « **Pass-Through** » de l'instrument de politique monétaire sur les taux débiteurs des banques tunisiennes à travers un modèle ARDL et en s'appuyant sur des données semestrielles couvrant la période 2000S1-2022S1.

Le quatrième chapitre, sera consacré à la présentation de l'impact du taux d'intérêt sur les variables macroéconomiques réelles en Tunisie. Pour ce faire, nous nous réfèrerons à une modélisation SVAR, en se basant sur des données trimestrielles couvrant une période allant du premier trimestre 2012 jusqu'au deuxième trimestre 2022.

INTRODUCTION

Au cours des dernières décennies, plusieurs réflexions ont porté sur l'importance de la politique monétaire tant dans les pays développés que dans les pays en voie de développement. En effet, cette dernière constitue, à côté des politiques budgétaires, de change et des politiques industrielles et commerciales, l'un des instruments de conduite de la politique économique du pays. Ainsi, selon **Kaldor**, la bonne gestion d'une économie dépend de la capacité du gouvernement à atteindre à la fois les quatre objectifs du « **carré magique** » à savoir : le plein emploi, la stabilité des prix, la croissance économique et l'équilibre extérieur.

Pour pouvoir atteindre ces objectifs, le gouvernement doit veiller au maintien d'un haut niveau d'emploi ainsi qu'un solde commercial excédentaire et ce en étant garant d'un taux de chômage plafond qui ne doit, en aucun cas, être dépassé et d'un plancher pour l'excédent du solde commercial au-dessous duquel il ne faut pas descendre. En outre, le gouvernement est tenu de garantir un niveau minimal de croissance du PIB et d'un niveau des prix stable autour de **2%** idéalement. Cependant, plusieurs chercheurs ont critiqué ce « **carré magique** » de Kaldor dans la mesure où il est impossible voire magique qu'un gouvernement peut atteindre simultanément ces quatre objectifs, donc les Etats, aujourd'hui, priorisent leurs objectifs et se concentrent, chacun, sur le plus urgent face à l'évolution de la situation économique du pays. Dès lors, la Banque Centrale de Tunisie se concentre alors sur l'objectif de stabilité des prix.

Pour assurer la stabilité des prix, la BCT considère la politique monétaire comme une cible stratégique de lutte contre les pressions inflationnistes en Tunisie. De ce fait, comprendre la transmission de la politique monétaire est devenu l'un des piliers primordiaux de la BCT pour la mise en œuvre d'une politique monétaire saine, efficace et non inflationniste. Cette compréhension est fortement liée au degré de maîtrise des canaux de transmission opérationnels en Tunisie et plus particulièrement, le canal du taux d'intérêt qui constitue une cible opérationnelle de conduite de la politique monétaire.

Dans ce cadre, nous nous intéressons à l'analyse de l'efficacité du canal du taux d'intérêt dans la transmission de la politique monétaire en Tunisie. Ainsi, nous présentons dans ce qui suit, les fondements théoriques et empiriques régissant la problématique de l'efficacité du canal du taux d'intérêt dans la transmission de la politique monétaire.

CHAPITRE 01 : FONDEMENTS THEORIQUES SUR L'EFFICACITE DU CANAL DU TAUX D'INTERET DANS LA TRANSMISSION DE LA POLITIQUE MONETAIRE

Introduction

La transmission de la politique monétaire est un processus par lequel les décisions des autorités monétaires se transmettent à l'économie réelle. En effet, **De Graeve et al, (2007)** ont révélé que la transmission de la politique monétaire se fait principalement sur deux étapes fondamentales.

La première étape de transmission, initiée au niveau microéconomique, est consacrée à l'analyse du « **Pass-Through** » de l'instrument de politique monétaire sur les taux bancaires. Cette étape est appelée « **first stage de transmission de la politique monétaire** ».

La transmission met au point son achèvement au niveau macroéconomique via l'analyse des effets de chocs de politique monétaire sur les variables macroéconomiques réelles, en particulier, la croissance économique et l'inflation. Cette étape est appelée « **second stage de transmission de la politique monétaire** ».

Dans ce chapitre, nous présentons les fondements théoriques sur l'efficacité du canal du taux d'intérêt dans la transmission de la politique monétaire.

I. Fondements théoriques de la politique monétaire et canaux de transmission

1. Fondements de la politique monétaire

1.1. Définition de la politique monétaire

La politique monétaire est un ensemble des règles et des actions adoptées par la banque centrale pour atteindre ses objectifs finaux. Elle se définit comme étant « *l'ensemble des moyens mis en œuvre par un État ou une autorité monétaire pour agir sur l'activité économique par la régulation de sa monnaie...* ». (*Banque de France*).

1.2. Théories de la politique monétaire

Les théories de la politique monétaire ont connu une évolution rapide au fil du temps, dominée par les contradictions, les obscurités et les courants croisés (**Brunner et Meltzer, 1972**). Elles remontent aussi loin que la théorie quantitative de la monnaie. D'ailleurs dès **1945**, plusieurs courants de pensée ont dominé la politique monétaire. Nous citons, ainsi, les

keynésiens (1936-1974), suivies par Friedman dans les années 50, puis la nouvelle école classique (1982-1992) ainsi que les néo - keynésiens (à partir de 1993).

a. La théorie quantitative de la monnaie

La théorie quantitative de la monnaie a été développée par **Jean Bodin au XVIème siècle**. Plusieurs économistes ont tenté de rehausser cette théorie, mais l'amélioration la plus significative est celle **d'Irving Fisher** qui la traduit en une simple équation mathématique, tout en supposant une vitesse constante de circulation de la monnaie et un volume fixe des transactions étant donné qu'il s'agit d'une situation de plein emploi et que les capacités de production ne changent pas à court terme. Cette équation se présente comme suit :

$$M \times V = P \times T$$

L'équation mathématique **d'Irving Fisher** ci-dessus explique la relation qu'existe entre la masse monétaire (**M**), le niveau général des prix (**P**), la vitesse de circulation de la monnaie (**V**) et le volume des transactions économiques (**T**). Etant donné que **V et T** sont constants, nous pouvons conclure qu'une variation de la masse monétaire entraîne une variation des prix.

Les classiques ont conclu que, la monnaie est neutre et toute offre de monnaie crée sa propre demande, et donc elle n'affecte pas les variables réelles de l'économie. Par conséquent, pour assurer la stabilité des prix, l'accroissement de la quantité de monnaie en circulation ne doit, en aucun cas, dépasser l'augmentation de l'activité économique. Ceci est important car toute augmentation de la masse monétaire, sans accroissement de la production est une source d'inflation. D'ailleurs, ce phénomène a permis d'ouvrir un grand débat entre les économistes portant sur la question de l'impact de la variation à la hausse ou à la baisse de la masse monétaire sur l'économie.

b. L'approche Keynésienne

Keynes a remis en question la théorie quantitative de la monnaie notamment parce que la vitesse de circulation de la monnaie est instable et non constante. Il a rationalisé le fait que les prix étaient rigides et que la quantité de monnaie s'ajustait rapidement. Selon lui, la monnaie joue un rôle primordial dans l'analyse de l'économie, elle n'est pas neutre, elle est désirée pour elle-même, et elle lie la sphère réelle à la sphère monétaire. Son importance provient du lien qu'elle constitue entre le présent et le futur.

Un autre volet a été critiqué par **Keynes** qui est le plein emploi. En effet, ce dernier considère qu'il n'existe pas un ajustement automatique, qui permet à une économie de marché de se rééquilibrer en elle-même pour atteindre le plein emploi. De ce fait, **Keynes (1936)** considère que l'offre ne crée pas sa propre demande, elle dépend de la demande effective¹. Selon lui, la demande de monnaie est **exogène** et dépend du revenu et des taux d'intérêt conformément à la théorie de préférence pour la liquidité qui suppose l'existence d'une relation positive entre le niveau de la production et le taux d'intérêt. Cette dernière, combine la demande de monnaie avec l'offre de monnaie afin de déterminer le niveau d'équilibre monétaire et cet équilibre fait du taux d'intérêt un phénomène monétaire. Il en découle ainsi que, toute augmentation de l'offre de monnaie, entraîne une baisse du taux d'intérêt. Cette baisse du taux d'intérêt a un effet positif sur l'efficacité marginale du capital et de l'investissement² ce qui entraîne une augmentation de la production et améliore, par conséquent, la demande globale qui constitue le premier moteur de croissance économique.

La politique monétaire keynésienne a été largement critiquée par les monétaristes et cette remise en cause a été justifiée par le fait que son efficacité est valable à court terme mais pas à long terme.

c. L'approche des monétaristes

La théorie monétariste est parue dans les années **1950**, tirant sa pierre angulaire de la théorie quantitative de la monnaie. Elle suppose que la vitesse de circulation de la monnaie est constante ce qui implique que, toute augmentation de la masse monétaire, sans accroissement de la production est une source d'inflation (**Friedman et Schwartz, 1963 : Friedman 1963, 1970**). Selon Milton Friedman, toute l'analyse monétariste est basée sur l'inflation. Il suppose que « *L'inflation est toujours et partout un phénomène monétaire en ce sens qu'elle est et qu'elle ne peut être générée que par une augmentation de la quantité de monnaie plus rapide que celle de la production* ». (*Milton Friedman, 1970*).

¹ « Keynes définit l'« effective demand » comme étant « la valeur de la fonction de demande globale qui devient une réalité parce que, compte tenu des conditions de l'offre, elle correspond au niveau d'emploi qui porte à son maximum l'espoir de profit des entrepreneurs » (1969, p.75).

² Efficacité marginale du capital est une notion utilisée par Keynes pour expliquer la relation décroissante entre le taux d'intérêt et l'investissement privé, elle le définit comme étant «...le taux d'escompte qui, appliqué à la série d'annuités constituées par les rendements escomptés de ce capital pendant son existence entière, rend la valeur actuelle des annuités égale au prix d'offre de ce capital ». C'est le taux de rendement qui annule la VAN.

En ce qui concerne la consommation, **Milton Freidman** a critiqué le mécanisme d'intervention de l'Etat et il a introduit la notion du « **revenu permanent** » qui fait référence au revenu réel anticipé par les agents économiques. Ce revenu futur a été jugé, par **Freidman** comme étant stable et tend à lisser les habitudes de consommation dans le futur et les rend moins sensibles tant à des changements conjoncturels qu'à des actions de relance économique préconisées par Keynes.

En ce qui concerne le marché du travail, **Milton Friedman**, a introduit le concept du « **taux de chômage naturel** » qui préconise que : « *l'offre du travail et la demande se rencontrent en un point qui n'est pas toujours atteint car certaines entreprises monopolistiques vont profiter de leur position pour proposer des salaires trop bas, tandis que certains travailleurs exigeront des salaires trop élevés* ». (*Milton Friedman, 1970*). Donc, plus il y a des divergences entre les offreurs et les demandeurs des emplois sur le marché du travail, plus le taux de chômage naturel est élevé.

Il en découle ainsi que, **selon Friedman**, l'inflation et le chômage ont des déterminants parfaitement distincts. A cet effet, l'inflation ne peut être que de nature monétaire alors que le chômage constitue une variable qui découle de plusieurs déterminants réels tels que le niveau des salaires réels. Dans ce cadre, les monétaristes ont insisté sur le principe d'arbitrage entre l'inflation et la production et ont reformulé la courbe de Philips en termes de salaire réel et non de salaire nominal (**Gottschalk, 2005**).

d. L'approche néo – Keynésienne

La pensée néo-keynésienne trouve son fondement dans les idées de **John Maynard Keynes**. Elle repose sur le taux d'intérêt en tant qu'un instrument privilégié pour les banques centrales. Les néo-keynésiens ont repris la pensée keynésienne et ont introduit la notion de « production potentielle » qui se définit comme étant : « *le niveau de la production lorsque l'économie est à son niveau de production maximale, étant donné les contraintes naturelles et institutionnelles* ». Ce nouveau concept de « production potentielle » a donné lieu au développement du concept de NAIRU : « non-accelerating inflation rate of unemployment ». Ce dernier fait référence au : « *taux de chômage auquel le taux d'inflation n'est ni croissant, ni décroissant. Selon cette théorie, l'inflation dépend du niveau actuel de la production et du niveau naturel de chômage* ». Il en découle ainsi que l'inflation évolue en fonction de deux

variables principales à savoir : le taux de chômage naturel (**NAIRU**) et le niveau de production actuel. Ceci nous pousse à tirer les trois conclusions suivantes :

- Lorsque le PIB actuel dépasse le PIB potentiel et le niveau de chômage actuel se situe en dessous du taux de chômage naturel, les néo-keynésiens ont conclu que, toutes choses étant égales par ailleurs, l'inflation s'accroît rapidement avec l'accroissement des prix des offreurs et l'inflation structurelle s'aggrave ;
- Lorsque le PIB actuel se situe au-dessous du PIB potentiel et le niveau de chômage actuel se trouve au-dessus du NAIRU, les néo-keynésiens ont conclu que, toutes choses étant égales par ailleurs, le niveau d'inflation sera freiné tant que le surplus de la capacité de production sera comblé par les offreurs et génère par conséquent une situation de désinflation ;
- Lorsque le PIB actuel égalise le PIB potentiel et le niveau de chômage actuel égalise le taux de chômage naturel, les néo-keynésiens ont conclu que, toutes choses étant égales par ailleurs, le niveau d'inflation sera stable et ne changera pas.

L'approche néo-keynésienne a été critiquée dans la mesure où la production potentielle ainsi que le taux de chômage naturel constituent deux variables inconnues, instables et changent dans le temps avec le changement du contexte macroéconomique.

1.3. Objectifs de la politique monétaire

La politique monétaire constitue un outil important pour la conduite de la politique économique du pays. Ses objectifs finaux ont été présentés par le « carré magique » de Kaldor qui est composé de quatre sommets à savoir : le plein emploi, la stabilité des prix, la croissance économique et l'équilibre extérieur. Or, du fait des critiques qui ont été adressées à ce « carré magique » et l'impossibilité de réalisation de ces objectifs simultanément, les Etats aujourd'hui priorisent leurs objectifs et se concentrent, chacun, sur le plus urgent face à l'évolution de la situation économique du pays. Dans ce cadre, **Taylor (1993)**, a expliqué ses deux visions relatives à la conduite de la politique monétaire à savoir : l'une concerne la possibilité de procéder à un ancrage nominal à travers le contrôle du taux d'intérêt et l'autre porte sur la possibilité de concilier un ancrage nominal avec la stabilité macroéconomique. Le choix entre ces deux visions dépend de l'objectif priorisé par l'autorité monétaire. Or, plusieurs banques centrales, aujourd'hui, se concentrent selon la BCE sur la définition d'une politique monétaire unique ancrée sur l'objectif ultime de stabilité des prix.

La réalisation des objectifs finaux de la politique monétaire dépend fortement de la réalisation des objectifs intermédiaires et opérationnels par les banques centrales. En effet, les objectifs intermédiaires dépendent du choix de la variable cible par les autorités monétaires. Cette variable doit refléter l'objectif final de la politique monétaire et doit remplir certaines conditions à savoir : être mesurable, être contrôlée par les autorités monétaires et doit avoir un lien direct ou indirect avec la variable qui constitue une cible pour la réalisation de l'objectif final de stabilité des prix. Quant aux objectifs opérationnels, qui constituent le reflet de la situation de la politique économique du pays, la majorité des banques centrales utilisent le taux d'intérêt à court terme, comme objectif opérationnel de conduite de la politique monétaire.

1.4. Instruments de la politique monétaire

Pour pouvoir atteindre leurs objectifs, les banques centrales disposent d'une panoplie d'instruments conventionnels à savoir :

- **Le contrôle des crédits :** dont l'objectif consiste à limiter le volume des crédits accordés par les banques aux différents agents économiques. Cette opération consiste à allouer à toute banque une enveloppe de crédits à ne pas dépasser et tout dépassement de cette contrainte fera l'objet d'une sanction de la part de l'autorité concernée ;
- **Le contrôle des changes :** constitue un dispositif réglementaire instauré par les autorités concernées afin de limiter voire empêcher la réalisation de plusieurs opérations ayant un impact sur la stabilité des changes et par conséquent sur la stabilité des prix ;
- **Le contrôle des marchés :** la banque centrale agit sur les taux d'intérêt à court terme ou sur la liquidité bancaire ou même sur les deux à la fois afin d'atteindre son objectif ultime de stabilité des prix. Pour ce faire, elle dispose de trois instruments à savoir : les réserves obligatoires, les facilités permanentes et les opérations d'Open Market.

2. Les canaux de transmission de la politique monétaire

Taylor (1995) a proposé deux grandes catégories pour classer les canaux de transmission de la politique monétaire à savoir : les " canaux de la monnaie ", qui comprennent les canaux du taux d'intérêt et du taux de change, et les " canaux du crédit ". La première catégorie se réfère à la compréhension traditionnelle de la transmission monétaire à l'activité réelle basée sur le modèle **IS-LM**, dans lequel les mouvements de la masse monétaire et des taux d'intérêt nominal affectent directement le niveau de la consommation et les dépenses

d'investissement. Alors que la seconde souligne l'importance des imperfections du marché financier et reconnaît le rôle particulier joué par les intermédiaires financiers dans la transmission des impulsions monétaires à la production et l'inflation.

2.1. Canal du taux d'intérêt

Dans le modèle keynésien **IS-LM**, le principal canal de transmission de la politique monétaire est celui des taux d'intérêt. La conception de ce modèle se résume dans le schéma ci-après :

$$M \uparrow \Rightarrow i_r \downarrow \Rightarrow I \uparrow \Rightarrow Y \uparrow$$

Avec : **M** : Masse monétaire ; **i_r** : Taux d'intérêt ; **I** : Investissement ; **Y** : Production

Selon cette conception, une **politique monétaire expansionniste** conduit à une réduction des taux d'intérêt réel, et donc réduit le coût du capital qui augmente à son tour les dépenses d'investissement pour les entreprises et les dépenses de consommation pour les ménages. Par conséquent, suite au mécanisme du multiplicateur, résulte une augmentation de la demande globale et une hausse de l'inflation (**Mishkin, 1995**).

2.2. Canal du taux de change

Dans le cadre d'une économie ouverte, marquée par un régime de change flexible et d'un volume important des opérations d'import et d'export, plusieurs économistes ont étudié l'efficacité du canal du taux de change dans la conduite de la politique monétaire ainsi que son impact sur l'économie réelle et plus particulièrement l'impact du taux de change sur les exportations nettes. Il en découle ainsi de ces travaux de recherche que, toute variation du taux de change modifie le prix du commerce international et donc la demande de biens et services sur le marché local qui impacte à son tour les capacités de production des investisseurs nationaux. De ce fait, le mécanisme de transmission de la politique monétaire à travers le canal du taux de change se présente comme suit :

$$M \uparrow \Rightarrow i_r \downarrow \Rightarrow E \downarrow \Rightarrow NX \uparrow \Rightarrow Y \uparrow$$

Avec : **M** : Masse monétaire ; **i_r** : Taux d'intérêt ; **E** : Valeur de la monnaie locale ; **NX** : Exportations nettes ; **Y** : Production

De plus, le canal du taux de change fait intervenir l'impact du taux d'intérêt dans la conduite de la politique monétaire. En effet, à travers une conceptualisation de l'interaction entre ces deux variables, les économistes ont conclu qu'une diminution du taux d'intérêt, rend les dépôts libellés en monnaie locale non attractifs aux yeux des investisseurs et ce comparativement aux dépôts libellés en devises. Ceci entraîne une dépréciation de la monnaie locale vis-à-vis des autres devises étrangères et entraîne une chute des prix des biens sur le marché local. Par conséquent, les exportations nettes augmentent et génèrent un accroissement de la demande globale (Y).

2.3. Canal du crédit

Malgré l'importance du canal du taux d'intérêt et du canal du taux de change dans la transmission de la politique monétaire, le canal du crédit constitue une nouvelle conception qui met l'accent sur le problème d'asymétrie d'information et sur le principe de l'imparfaite substitution des modalités de financement (crédits bancaires et titres financiers) sur les marchés de capitaux. La transmission de la politique monétaire à travers ce canal se présente comme suit :

$$M \uparrow \Rightarrow \text{dépôts bancaires} \uparrow \Rightarrow \text{prêts bancaires} \uparrow \Rightarrow I \uparrow \Rightarrow Y \uparrow$$

Avec : **M** : Masse monétaire ; **I** : Investissement ; **Y** : Production

Ce schéma montre qu'une **politique monétaire expansionniste** permet d'augmenter le volume des dépôts bancaires et par conséquent le volume des crédits. Ce dernier augmente à son tour les dépenses d'investissement des entreprises et de consommation des ménages. Il en découle, en effet, que la politique monétaire a un impact plus fort sur les dépenses des petites entreprises que sur les dépenses des grandes entreprises. Cette différence se justifie, tout simplement, par la facilité d'accès des grandes entreprises au financement sur les marchés financiers en comparaison avec les petites entreprises et les particuliers.

II. Analyse du « Pass-Through » de l'instrument de politique monétaire sur les taux bancaires

La transmission de la politique monétaire est un processus par lequel les décisions des autorités monétaires se transmettent aux variables macroéconomiques réelles. Ainsi, nous présentons dans cette partie, la première étape de transmission de la politique monétaire qui

porte sur l'analyse du « **Pass-Through** » de l'instrument de politique monétaire sur les taux bancaires.

1. Analyse du « **Pass-Through** » de l'instrument de politique monétaire sur les taux bancaires

La première étape de transmission de la politique monétaire, initiée au niveau microéconomique, est consacrée à l'analyse du « **Pass-Through** » du taux directeur sur les taux débiteurs et créditeurs des banques. Cette étape se manifeste par un ajustement des taux débiteurs et créditeurs des banques suite à une variation du taux directeur par la Banque Centrale. En effet, le changement du taux directeur se répercute immédiatement sur les conditions de financement du marché monétaire, un marché dans lequel les banques échangent de la liquidité entre elles moyennant un taux appelé **taux du marché monétaire** « TMM ». Par la suite, les banques commerciales reçoivent de la liquidité sous forme de dépôts qui sont dans la majorité des cas rémunérés et donc doivent payer des intérêts calculés sur la base d'un prix appelé **taux créditeur**. De l'autre côté, les banques octroient des crédits aux différents agents économiques (particuliers/entreprises) sur la base d'un prix appelé **taux débiteur**.

La compréhension et l'analyse du « **Pass-Through** », de l'instrument de politique monétaire sur les taux débiteurs et créditeurs des banques commerciales, sont au centre des préoccupations des banquiers centraux afin de déceler les déterminants de cette transmission ainsi que le degré et la rapidité d'ajustement de ces taux suite à une variation de cet instrument. En outre, la force de la transmission de cet instrument sur les taux débiteurs et créditeurs des banques traduit l'efficacité de la politique monétaire conduite par les banquiers centraux. A cet effet, l'efficacité de la politique monétaire permet de stimuler la croissance économique du pays et de lutter contre l'inflation qui constitue l'objectif ultime de la majorité des banques centrales.

Cette question du « **Pass-Through** » du taux d'intérêt constitue une composante clé dans la transmission de la politique monétaire et jusqu'à présent, plusieurs études ont montré que l'ampleur de ce phénomène diffère d'un pays à l'autre en fonction des particularités de l'économie à savoir : la structure du système monétaire et financier, le niveau des agrégats monétaires ainsi que l'environnement macroéconomique.

2. Estimation du « Pass-Through » de l'instrument de politique monétaire sur les taux bancaires

Le fondement théorique de la fixation des taux débiteurs et créditeurs des banques s'inscrit dans le cadre de la théorie majoration des prêts bancaires de **Rousseas (1985)**. Cette théorie suppose que les taux débiteurs et créditeurs sont déterminés en fonction du coût marginal des fonds de la banque et d'une marge bénéficiaire constante qui peut être positive ou négative. Dans la revue de la littérature empirique, le coût marginal des fonds de la banque est approximé par le TMM (**De Bondt 2005**). Cette relation se présente comme suit :

$$\text{Les taux bancaires} = C + (\beta \times \text{le coût marginal des fonds de la banque}) \quad (1)$$

Avec : β : Coefficient de transmission, C : mark-up ou marge bénéficiaire ;

Empiriquement, le modèle de base appliqué dans la majorité des études portant sur l'estimation du « **Pass-Through** » du taux de référence des banques centrales sur les taux débiteurs et créditeurs des banques commerciales se présente comme suit (**Gregor et al, 2021**) :

$$\text{Le taux d'intérêt bancaire } t = a + (b \times \text{le taux d'intérêt de référence}) + e_t \quad (2)$$

Avec : a : Constante, c'est la différence entre le taux débiteur et le taux de référence ; b : Coefficient de transmission : dans le cas où le marché est efficient et parfaitement concurrentiel, b serait égal à 1 ; e_t : élément de perturbation/bruit blanc.

Même si cette formulation des taux d'intérêt débiteurs et créditeurs parait, dans la littérature empirique, la spécification la plus courante pour l'analyse du « **Pass-Through** », plusieurs autres formulations alternatives à ce modèle ont apparu, notamment la spécification de « **Gambacorta et al, 2015** », ayant introduit le vecteur X_t afin contrôler les facteurs macro-financiers, à citer ; le risque de crédit, la concurrence bancaire ainsi que d'autres variables pouvant impacter la transmission des impulsions de la politique monétaire à l'économie réelle. Ce modèle se présente comme suit :

$$\text{le taux d'intérêt bancaire } t = a + (b \times \text{le taux d'intérêt de référence}) + (c \times X_t) + e_t \quad (3)$$

Gregor et Melecky (2018) ont introduit, dans ce cadre, d'autres termes interactifs entre l'impact du taux d'intérêt sur les variables du vecteur X_t afin de rendre le « **Pass-Through** » de

l'instrument de politique monétaire dépendant des autres conditions macro-financières. Ainsi, la spécification de ce modèle se présente comme suit :

$$\text{Le taux d'intérêt bancaire}_t = a + (b \times \text{le taux d'intérêt de référence}_t) + (c \times X_t) + (d \times \text{le taux d'intérêt de référence}_t \times X_t) + e_t \quad (4)$$

Le « **Pass-Through** » de l'instrument de politique monétaire sur les taux débiteurs et créditeurs des banques est conditionné, dans ce cas, par plusieurs facteurs macro-financiers touchant le système bancaire dans son ensemble.

En outre, **Mehrotra et Yetman (2015)**, ont montré que la force de transmission de cet instrument sur les taux débiteurs et créditeurs des banques est fortement influencée par le cadre de conduite de la politique monétaire en l'occurrence, l'indépendance de la banque centrale.

Egalement, **Aristei et Gallo (2014)** ont prouvé, dans ce contexte, que la période « post-crise financière de Subprimes » a été marquée par des changements profonds et significatifs dans le degré et la rapidité du « **Pass-Through** » de l'instrument de politique monétaire sur les taux bancaires.

3. Déterminants du « Pass-Through » de l'instrument de politique monétaire sur les taux bancaires

D'un point de vue théorique, la transmission de l'instrument de politique monétaire sur les taux débiteurs et créditeurs des banques peut être positivement ou négativement influencée par plusieurs facteurs d'ordre financiers et institutionnels. A cet effet, la littérature empirique a identifié certains déterminants qui sont étroitement liés à la structure de l'économie et du marché monétaire. Dans ce qui suit, nous présentons les déterminants du « **Pass-Through** » de l'instrument de politique monétaire sur les taux bancaires.

3.1. La structure des crédits bancaires

La structure des crédits est une variable déterminante dans l'explication de la transmission de la politique monétaire. En effet, la littérature économique a soulevé deux conclusions essentielles à savoir :

- Lorsque la structure de la dette d'une économie est composée essentiellement par des crédits accordés à des taux variables, la vitesse d'ajustement sera forte ;
- Lorsque la structure de la dette d'une économie est composée essentiellement par des crédits accordés à des taux fixes, la vitesse d'ajustement sera faible.

3.2. La concurrence bancaire

La concurrence bancaire joue un rôle important dans la transmission des impulsions monétaires au secteur bancaire. Elle entraîne un effet positif sur le processus de transmission du taux directeur sur les taux bancaires (**Mojon 2000 et Sanders et Kleimeier 2004**). En particulier, lorsque l'intensité concurrentielle soit plus ou moins forte, le degré d'ajustement des taux débiteurs et créditeurs des banques suite à un changement de l'instrument de politique monétaire devrait être plus ou moins complet. **Selon Cottarelli et Kourelis**, lorsqu'une économie est marquée par une forte intensité concurrentielle, la transmission des impulsions monétaires sur les taux bancaires se fera rapidement et vice versa. Egalement, la littérature empirique stipule que le « **Pass-Through** » de l'instrument de politique monétaire sur les taux débiteurs est généralement plus élevé en cas de hausse des taux qu'en cas de baisse.

Dans ce cadre, l'une des variables retenues dans les études empiriques afin d'évaluer l'impact de la concurrence bancaire sur le « **Pass-Through** » du taux d'intérêt, est l'indice de concentration des banques calculé comme suit :

$$\text{Indice de concentration} = \frac{\text{Total des actifs d'une banque}}{\text{Total des actifs du système bancaire}} \quad (5)$$

3.3. L'inflation

L'inflation constitue, dans la revue de la littérature empirique, l'un des déterminants du « **Pass-Through** » de l'instrument de politique monétaire sur les taux débiteurs et créditeurs du fait qu'elle permet un ajustement par les prix relatifs (**Mojon, 2000**). A cet effet, lorsque l'inflation augmente à un rythme supérieur à celui des taux d'intérêt nominaux, le taux d'intérêt réel diminue. Cette diminution entraîne une baisse des marges bénéficiaires des banques et un accroissement de la demande de crédits. Par conséquent, les banques réagissent, instantanément, en augmentant leurs taux débiteurs. Cette augmentation peut améliorer la vitesse d'ajustement et la transmission de l'instrument de politique monétaire sur les taux débiteurs des banques (**Mojon, 2000**).

3.4. La volatilité des taux directeurs

Toute modification du taux directeur par la Banque Centrale entraîne un coût d'ajustement pour les banques commerciales. En effet, cet ajustement dépend fortement de l'appréciation du caractère temporaire ou permanent par les banques commerciales de toute modification de l'instrument de politique monétaire. A cet effet, dans le cas d'un ajustement temporaire, une banque qui décide de lisser ses taux débiteurs aura un impact instantané sur sa stratégie de tarification. De même, l'incertitude quant aux décisions de la politique monétaire augmente le risque du taux d'intérêt au niveau des banques, générant ainsi un coût d'ajustement plus élevé. Egalement, les emprunteurs, ont généralement de l'aversion au risque et donc préfèrent les crédits à taux fixe au détriment des crédits à taux variable. Les banques, de leur côté, privilégient dans ce cadre accorder des crédits à taux fixe minimisant ainsi le risque de taux d'intérêt.

3.5. La croissance économique

Tout comme l'inflation, la croissance économique impacte positivement la transmission de l'instrument de politique monétaire sur les taux bancaires. En particulier, la croissance économique exerce un effet positif tant sur l'investissement (effet du multiplicateur keynésien) que sur le niveau d'endettement. Ceci est vrai dans le cadre d'une économie basée sur l'ancrage des anticipations. A cet effet, une forte demande anticipée stimule la croissance économique et améliore les perspectives de gains pour les investisseurs.

En améliorant les perspectives des gains, la croissance économique exerce un effet positif sur l'investissement, lequel effet se traduit par un accroissement des demandes d'investissement. Or, pour financer les projets d'investissement futures, les investisseurs ont tendance à s'endetter. Par conséquent, la demande de crédit s'accroît et il serait probable que l'accroissement du volume de crédits aura un effet sur la transmission des actions de la politique monétaire.

III. Impact du taux d'intérêt sur les variables macroéconomiques réelles

La transmission de la politique monétaire est un processus par lequel les décisions des autorités monétaires se transmettent aux variables macroéconomiques réelles. A cet effet, la transmission met au point son achèvement au niveau macroéconomique. Cette étape est appelée « **second stage de transmission de la politique monétaire** ». Dans cette partie, nous analysons

les effets des chocs de politique monétaire sur les variables macroéconomiques réelles en particulier, la croissance économique et l'inflation.

1. Présentation des effets du taux d'intérêt sur les comportements des agents économiques

La réaction des agents économiques suite à une variation du taux d'intérêt dépend fortement de trois effets générés par le canal du taux d'intérêt à savoir :

- **Effet substitution** : un accroissement du taux d'intérêt incite les agents économiques à réaliser des placements sur les marchés financiers ou épargner plutôt qu'invertir l'excédent de financement ou le consommer et vice versa ;
- **Effet richesse** : un accroissement du taux d'intérêt entraîne une diminution de la valeur des actifs détenus par les agents économiques du fait de la relation inverse entre la valeur d'un actif et le taux d'intérêt et vice versa ;
- **Effet revenu** : chaque variation de l'instrument de la politique monétaire affecte les taux du marché monétaire appliqués sur les nouveaux crédits ainsi que sur les placements. Ces taux affectent les dépenses de consommation et d'investissement des agents économiques du pays.

2. Présentation de l'impact du taux d'intérêt sur l'équilibre macroéconomique

Au début, la macroéconomie a été analysée en tant que théorie à part entière qui trouve son fondement dans la théorie générale de **Keynes (1936)** : « *The General Theory of Employment, Interest and Money* ». **Hicks (1937)** a été fortement inspiré par la pensée Keynésienne et a élaboré le modèle **IS-LM** dont l'objectif consiste à étudier l'équilibre simultané du marché des biens et services (courbe IS) et du marché monétaire (courbe LM) dans le cadre d'une économie fermée.

Le modèle **IS-LM** a été développé par **Robert Mundell et Marcus Fleming (1962)** afin d'analyser les effets de la politique monétaire sur les variables macroéconomiques dans le cadre d'une économie ouverte. Dans ce cadre d'analyse, **Mundell et Fleming** ont rajouté une troisième équation traduisant l'équilibre sur le marché extérieur. Par conséquent, la nouvelle version du modèle appelée « **IS-LM-BP** », vient d'étudier l'équilibre simultané du marché des

biens et services (courbe IS), du marché monétaire (courbe LM) et du marché extérieur (courbe BP) et de démontrer l'impact des politiques économiques sur les équilibres macroéconomiques.

2.1. Equilibre sur le marché des biens et services en économie ouverte

La courbe IS représente l'équilibre sur le marché des biens et services. Cette courbe reflète la conjonction de tous les couples (I, Y) qui assurent l'équilibre entre l'offre et la demande des biens et services sur ce marché. Cet équilibre est obtenu en égalisant l'investissement (I) et l'épargne (S).

Présentation théorique de l'équilibre sur le marché des biens et services

$$\text{IS: } Y = C(Y, i) + I(i, Y) + G + (X - M) \quad (6)$$

Avec :

Y : Revenu national ; **C** : Consommation des ménages ; **I** : Investissement ; **i** : Taux d'intérêt ; **G** : Dépenses publiques ; **X** : Exportations ; **M** : Importations.

Etant donné que, la consommation des ménages ainsi que l'investissement dépendent positivement du revenu national et négativement du taux d'intérêt, la pente de la courbe IS est décroissante ce qui traduit la relation décroissante entre l'épargne et l'investissement. Il en découle ainsi que toute diminution du taux d'intérêt entraîne une augmentation de la consommation et de l'investissement, ce qui provoque à son tour un accroissement de la production et des revenus et stimule par conséquent la demande globale. Dans ce cas, la demande excède l'offre et fait naître un déséquilibre sur le marché des biens et services. Pour le rééquilibrer et absorber cet excès d'offre, une pression à la hausse sur le taux d'intérêt est indispensable. Dans le cas contraire, l'offre excède la demande et cet excès de demande est expliqué par la hausse des taux sur le marché qui entraîne un effet négatif sur l'investissement et par conséquent sur la demande globale. Pour absorber cet excédent d'offre et rééquilibrer le marché, une pression à la baisse des taux d'intérêt est indispensable.

2.2. Equilibre sur le marché de la monnaie en économie ouverte

La courbe LM est une droite croissante qui représente l'équilibre sur le marché de la monnaie et exprime la corrélation positive entre le revenu national et le taux d'intérêt. Cette droite reflète l'ensemble des couples (Y, I) qui assurent l'équilibre entre l'offre et la demande de monnaie sur le marché monétaire.

Présentation théorique de l'équilibre sur le marché monétaire

$$LM : Ms = L'(Y) + L''(Y) + L'''(i) \quad (7)$$

$L'(Y)$: la demande de monnaie transactionnelle

$L''(Y)$: la demande de monnaie pour motif de précaution

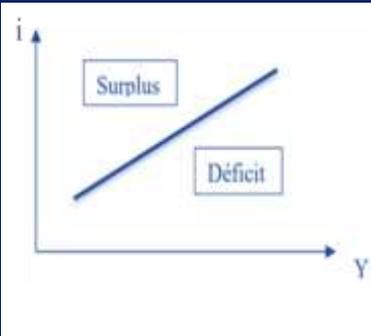
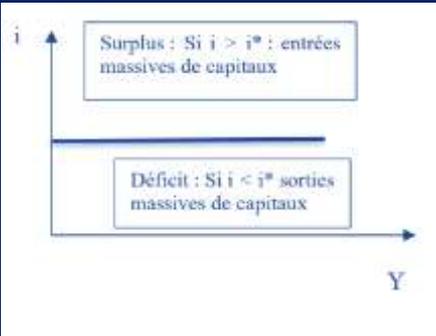
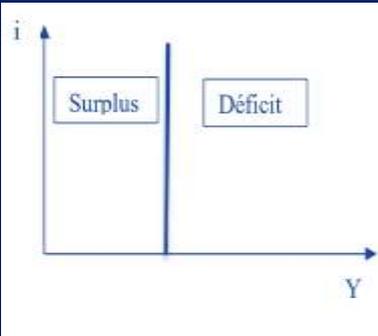
$L'''(i)$: la demande de monnaie pour motif de spéculation

La courbe LM permet de conclure que, pour un niveau d'offre de monnaie donné, le taux d'intérêt est une fonction croissante de la production. Ainsi, plus la production augmente, plus la demande de monnaie s'accroît et inversement.

2.3. Equilibre externe en économie ouverte

La courbe BP représente l'équilibre sur le marché externe. Cette droite reflète l'ensemble des couples (Y, I) qui assurent l'équilibre de la balance des paiements. L'équilibre sur ce marché dépend fortement du degré de mobilité des capitaux comme le montre les 3 graphiques ci-dessous :

Tableau 01 : Présentation théorique de l'équilibre sur le marché externe

| $BP : X - M(Y) = BK(i - i^*) \quad (8)$ | | |
|---|--|---|
| Mobilité des capitaux imparfaite | Mobilité des capitaux parfaite | Immobilité des capitaux |
|  |  |  |

Source : KÉVIN BESOZZI (2020)

Les trois graphiques présentés ci-dessus permettent de constater que la hausse du niveau de la production nationale engendre une augmentation des importations ce qui entraîne par conséquent un déficit de la balance des paiements. Donc pour rééquilibrer le marché extérieur, une augmentation proportionnelle du taux d'intérêt s'avère indispensable. En effet, en analysant le deuxième graphique qui présente l'aplatissement de la courbe BP et qui fait référence à la parfaite mobilité des capitaux et à l'équilibre du marché, nous constatons que, toute déviation

par rapport à cette situation reflète un déséquilibre sur ce marché. Par conséquent, les points qui se situent au-dessus de la droite BP reflète un excédent de la BP, par contre, ceux qui se situent au-dessous de la droite BP reflète un déficit de la BP.

La macroéconomie dans ce cadre d'analyse a été critiquée par plusieurs chercheurs ayant remis en cause le modèle IS-LM, une référence dans l'analyse du fonctionnement de l'économie, dans la mesure où il a été basé sur des hypothèses non réalistes, ni un fondement micro-économique.

3. Présentation de l'impact du taux d'intérêt sur l'efficacité de la politique monétaire

A côté du taux directeur, le taux de change constitue une variable essentielle dans la détermination de l'équilibre macroéconomique. En effet, son impact diffère selon qu'il s'agit d'un régime de change fixe ou flottant. D'où la nécessité d'analyser l'efficacité de la politique monétaire en fonction du degré de mobilité des capitaux et sous les deux régimes de change.

3.1. Inefficacité de la politique monétaire dans le cadre d'un régime de change fixe et une parfaite mobilité des capitaux

Dans le cadre d'une politique monétaire expansionniste, le taux d'intérêt diminue et entraîne une sortie massive des capitaux qui crée un déficit au niveau de la balance des paiements. Il en découle ainsi, que le taux de change se déprécie et la quantité de monnaie en circulation diminue suite à l'achat de la monnaie nationale contre la vente des devises étrangères. Cette diminution de l'offre de monnaie fait naître un déséquilibre au niveau de la balance des paiements, ce qui explique l'inefficacité de la politique monétaire dans le cadre d'un régime de change flexible et une parfaite mobilité des capitaux.

3.2. Inefficacité de la politique monétaire dans le cadre d'un régime de change fixe et une imparfaite mobilité des capitaux

Dans le cadre d'un régime de change fixe et une imparfaite mobilité des capitaux, toute augmentation de la masse monétaire (Baisse du taux d'intérêt) entraîne un déficit commercial. De même, une dépréciation de la valeur de la monnaie locale entraîne une augmentation du niveau des prix, sous l'effet de l'augmentation des prix de l'importation. Par conséquent, l'offre réelle se réduit suite à la dépréciation du taux de change qui fait naître un déséquilibre au niveau

de la balance des paiements, ce qui explique l'inefficacité de la politique monétaire dans ce cadre d'analyse.

3.3. Efficacité de la politique monétaire dans le cadre d'un régime de change flottant et une parfaite/imparfaite mobilité des capitaux

Dans le cadre d'une politique monétaire expansionniste, le taux d'intérêt diminue et la production nationale augmente. La baisse du taux d'intérêt entraîne une sortie massive des capitaux ce qui traduit par un déficit au niveau de la balance des paiements et une diminution du taux de change. Par conséquent, les exportations augmentent et les importations diminuent ce qui entraîne un déplacement à droite de la courbe IS. De ce fait, le taux de change continue à se déprécier, et la courbe IS continue à se déplacer à droite jusqu'à ce que le taux d'intérêt domestique égale le taux d'intérêt sur le marché international et atteigne par conséquent l'équilibre global. Ce mécanisme explique l'efficacité de la politique monétaire dans le cadre d'un régime de change flexible marqué par la forte mobilité des capitaux, stimulant ainsi la croissance économique et l'inflation.

4. Présentation de l'impact du taux d'intérêt sur l'inflation

Il est à noter que les variations du taux d'inflation sont expliquées par la persistance des déséquilibres tant sur le marché des biens et services que sur le marché monétaire. A cet effet, un accroissement de l'offre de monnaie suite à une baisse du taux directeur, se traduit par une augmentation du niveau général des prix, toutes choses étant égales par ailleurs. Ce mécanisme a été justifié dans la théorie quantitative de la monnaie.

La théorie quantitative de la monnaie stipule que, pour assurer la stabilité des prix, l'accroissement de la quantité de monnaie en circulation ne doit, en aucun cas, dépasser l'augmentation de l'activité économique. Ceci est important car toute augmentation de la masse monétaire, sans accroissement de la production est une source d'inflation. D'ailleurs, ce phénomène a permis d'ouvrir un grand débat entre les économistes portant sur la question de l'impact de la variation à la hausse ou à la baisse de la masse monétaire sur l'économie.

Conclusion

Dans le premier chapitre, nous avons présenté les fondements théoriques régissant l'efficacité du canal du taux d'intérêt dans la transmission de la politique monétaire. Pour ce faire, nous avons défini, en particulier la politique monétaire, présenté ses théories, ses objectifs ainsi que ses instruments. En outre, nous avons mis l'accent sur les canaux de transmission de la politique monétaire, en l'occurrence, le canal du taux d'intérêt, canal du taux de change et canal de crédits. Ainsi, la revue de littérature stipule qu'il existe deux étapes complémentaires de transmission de la politique monétaire. La première étape de transmission, initiée au niveau microéconomique, est consacrée à l'analyse du « **Pass-Through** » de l'instrument de politique monétaire sur les taux bancaires. La deuxième étape se fait au niveau macroéconomique via l'analyse des effets des chocs de politique monétaire sur les variables macroéconomiques réelles, en particulier, la croissance économique et l'inflation.

Pour bien traiter la problématique de l'efficacité du canal du taux d'intérêt dans la transmission de la politique monétaire, nous avons présenté, dans un premier lieu, le cadre théorique relative à l'analyse du « **Pass-Through** » de l'instrument de politique monétaire sur les taux bancaires. En particulier, nous avons présenté le fondement théorique de fixation des taux débiteurs et créditeurs des banques selon la théorie de **Rousseas (1995)**. Dans ce cadre, nous avons présenté les déterminants du « **Pass-Through** » du taux d'intérêt sur les taux bancaires et nous avons constaté que les principaux déterminants sont : la structure des crédits bancaires, la concurrence bancaire, l'inflation, la volatilité des taux directeurs et la croissance économique.

Par la suite, nous avons exposé les effets d'une variation de l'instrument de politique monétaire sur les variables macroéconomiques réelles. En particulier, nous avons présenté l'impact du taux d'intérêt sur les comportements des agents économiques et sur l'équilibre macroéconomique en faisant recours au modèle IS-LM-BP. Egalement, nous avons présenté l'impact du taux d'intérêt sur l'efficacité de la politique monétaire, tant dans le cadre d'un régime de change fixe que flexible avec une parfaite ou imparfaite mobilité des capitaux. Finalement, nous avons mis en valeur, le rôle du taux d'intérêt dans la lutte contre les pressions inflationnistes. Ainsi, ce cadre d'analyse a permis de constater que la politique monétaire est efficace dans le cadre d'un régime de change flottant avec une parfaite/imparfaite mobilité des capitaux et elle est inefficace dans le cadre d'un régime de change fixe avec une parfaite ou imparfaite mobilité des capitaux.

CHAPITRE 02 : FONDEMENTS EMPIRIQUES SUR L'EFFICACITE DU CANAL DU TAUX D'INTERET DANS LA TRANSMISSION DE LA POLITIQUE MONETAIRE

Introduction

Etant donné qu'aujourd'hui, l'objectif ultime de la majorité des banques centrales dans le monde est d'assurer la stabilité des prix, et que ces dernières utilisent la politique monétaire comme une cible stratégique de lutte contre l'inflation, la problématique de l'efficacité des canaux de transmission de la politique monétaire reste toujours un sujet d'actualité. En effet, plusieurs recherches théoriques et empiriques ont été engagées afin de déterminer dans quelle mesure le canal du taux d'intérêt permet la transmission efficace de la politique monétaire ? et quel est son impact sur les variables macroéconomiques réelles ?

Afin d'apporter des éléments de réponse à ces questionnements, nous faisons recours à la revue de littérature empirique ayant traité le sujet de l'efficacité du canal du taux d'intérêt dans la transmission de la politique monétaire et la lutte contre l'inflation. Ainsi, ce deuxième chapitre exposera la revue de littérature empirique ayant traité cette problématique dans plusieurs pays en l'occurrence : Ghana, Vietnam, l'Union Européenne, Arménie, Maroc et Tunisie.

I. Revue de littérature empirique sur le « Pass-Through » du taux directeur sur les taux bancaires

1. Analyse du « Pass-Through du taux directeur sur les taux débiteurs des banques dans différents pays

Les travaux empiriques ayant traité la problématique du « **Pass-Through** » du taux directeur sur les taux bancaires confirment l'absence d'une transmission complète des actions de la politique monétaire sur les taux débiteurs des banques dans différents pays.

En effet, **Cottarelli et Kourelis (1994)** et **Borio et Fritz (1995)** ont été les partisans de l'analyse du « **Pass-Through** » du taux directeur sur les taux bancaires. Ces derniers ont analysé le « **Pass-Through** » du taux de marché monétaire sur les taux débiteurs dans six pays de l'union européenne et monétaire « EUM » à savoir : Belgique, France, Allemagne, Italie, Pays-Bas et Espagne, durant la période 1980-2000. Ils ont conclu qu'il existe une certaine hétérogénéité dans la transmission des actions de la politique monétaire sur les taux bancaires. Ce résultat montre que les décisions de politique monétaire de la BCE affectent différemment

PARTIE I : TAUX D'INTERET ET CONDUITE DE LA POLITIQUE MONETAIRE

les taux d'intérêt débiteurs des banques dans les pays de la zone euro. De même, **Hannan et Berger (1991)** et **Neumark et Sharpe (1992)** ont montré sur la base des données américaines, qu'il existe une certaine rigidité des taux bancaires.

Dans ce contexte, **De Bondt (2005)** a affirmé que dans **la Zone Euro**, le « **Pass-Through** » du taux directeur sur les taux débiteurs est **incomplet** à court terme mais presque complet à long terme. En outre, **Belke et al. (2013)** ont examiné le « **Pass-Through** » du taux directeur sur les taux créditeurs dans **la zone euro** et ils ont signalé que la transmission de long terme est **faible** et la vitesse d'ajustement s'avère plus rapide tant pour la baisse que pour la hausse. De plus, **Holton et Rodriguez d'Acri (2015)** ont signalé, dans le cadre d'une étude réalisé après la crise de « subprimes » que le « **Pass-Through** » du taux directeur sur les taux bancaires dans **la Zone Euro** est plus faible surtout pour les crédits destinés aux petites entreprises en comparaison avec ceux accordés aux grandes entreprises.

Le tableau ci-après présente un état de lieu sur les différentes études ainsi que les résultats tirés portant sur le « **Pass-Through** » du taux directeur sur les taux débiteurs et créditeurs des banques dans la **Zone Euro**.

Tableau 02 : Présentation du « Pass-Through » du taux directeur sur les taux débiteurs et créditeurs des banques dans la Zone Euro

| Auteur | Taux créditeurs | | Taux débiteurs | |
|--|-----------------|------------------------------|----------------|------------------------------|
| | Effet à CT | Effet à LT | Effet à CT | Effet à LT |
| Mojon (2000) | 0.27 | - | 0.53 | - |
| Angeloni et Ehrmann (2003) | 0.38 | 0.74 | 0.38 | 0.74 |
| Sander et Kleimeier (2004) | 0.20 | [0.62 ;0.68] | 0.20 | [0.40 ;0.47] |
| De Bondt (2005) | [0.00 ;0.35] | [0.35 ;0.98] | [0.13 ;0.54] | [0.92 ;1.53] |
| De Bondt et al.(2005) | 0.36 | 0.68 | [0.04 ;0.38] | [0.48 ;0.74] |
| Kwapil et Scarler (2006) | 0.16 | 0.32 | 0.34 | 0.48 |
| Kaufmann et Scharler (2006) Kleimeler | - | - | 0.48 | - |
| Sander (2006) Sorensen et werner (2006) | [0.10 ;0.45] | [0.25 ;0.80] [0.15 ;0.84] | [0.25 ;0.45] | [0.65 ;0.75] [0.38 ;1.17] |

Source : Auteur

Hansen et Welz (2011), ont mené une étude sur le « **Pass-Through** » du taux de marché monétaire sur les taux bancaires au suède en période de crise. Ainsi, ils ont constaté que ce « **Pass-Through** » est faible surtout pour les taux fixes des crédits à long terme.

PARTIE I : TAUX D'INTERET ET CONDUITE DE LA POLITIQUE MONETAIRE

De surcroît, **Harraou (2019)**, a analysé le degré du « **Pass-Through** » du taux de marché monétaire sur les différents taux interbancaires et a testé la présence d'une asymétrie dans la transmission des décisions des autorités monétaires aux différentes variables macroéconomiques réelles au Maroc. Les résultats de l'estimation montrent que l'effet de long terme est complet pour la plupart des taux débiteurs sauf pour le taux de crédit à la consommation. Également, l'étude a révélé que le mécanisme de correction d'erreur et la dynamique de court terme sont tous les deux symétriques.

Le tableau ci-dessous récapitule les travaux empiriques relatives à l'analyse du « **Pass-Through** » du taux de marché monétaire sur les taux bancaires.

Tableau 03 : Synthèse des travaux empiriques sur le « Pass-Through » du taux de marché monétaire sur les taux bancaires

| Auteurs | Pass-Through de CT | Pass-Through de LT | Mark-up | Force de rappel |
|--------------------------------------|--------------------|--------------------|-------------|-----------------|
| Cottarelli et Kourelis (1994) | [0.04;0.83] | [0.30;1.48] | - | - |
| Borio et Fritz (1995) | [0.00;1.08] | [0.70;1.06] | - | [-0.07;-0.79] |
| Mojon (2000) | [0.15;0.83] | - | - | - |
| De Bondt (2002) | [0.08;0.55] | [0.61-1.04] | [1.14;7.35] | [-0.15;-0.29] |
| Weth (2002) | [0.35;0.91] | [0.62;1.08] | - | [-0.05;-0.31] |
| Angeloni et Ehrmann (2003) | [0.24;0.74] | [0.32 ; 1.30] | - | - |
| Sander et Kleimeier (2004) | [0.14;0.44] | [0.50 ; 0.91] | - | - |
| Chionis et Leon (2006) | 0,508 | [0.53 ; 0.78] | [5.01;5.75] | [-0.17;-0.37] |
| Sorensen et Werner (2006) | - | [0.25 ; 1.66] | - | [-0.03;-0.93] |
| De Graeve et al. (2007) | [0.19;0.98] | [0.65 ; 0.99] | [1.51;4.59] | [-0.19;-0.69] |
| Hansen et Welz (2011) | [0.20;0.75] | [0.95 ; 1.08] | - | [-0.16;-0.95] |
| Gigineishvili (2011) | [0.11;0.30] | [0.12 ; 0.72] | - | - |
| Medina Cas et al. (2011) | - | [0.50 ; 0.70] | - | - |
| Mishra et al. (2012) | [0.10;0.37] | [0.30 ; 0.58] | - | - |
| Rocha (2012) | [0.08;0.16] | [0.95 ; 1.13] | - | [-0.12;-0.27] |
| Saborowski et Weber (2013) | [0.20;0.30] | [0.70 ; 0.90] | - | - |
| Stanislawska (2014) | [0.25;0.74] | [0.77 ; 1.02] | - | [-0.06;-0.29] |
| Gregor et Melecky (2018) | [0.08;0.43] | [0.93 ; 1.14] | - | [-0.09;-0.45] |
| Bennouna (2019) | [0.00;0.40] | [0.14 ; 0.99] | [2.96;6.59] | [-0.35;-0.80] |

Source : Auteur

2. Etude des déterminants du « Pass-Through » du taux de marché monétaire sur les taux débiteurs des banques

Dans le cadre d'analyse du « **Pass-Through** » du taux de marché monétaire sur les taux débiteurs et créditeurs des banques de **la Zone Euro**, certaines recherches ont trouvé que la vitesse de transmission du taux de marché monétaire sur les taux bancaires est différente d'un pays à l'autre (**Holton et Rodriguez d'Acri, (2015)**). Cette différence est expliquée par la présence des hétérogénéités en terme de transmission des décisions de la politique monétaire (**Sanders et Kleimeier 2004, Judy 2008**).

A cet effet, plusieurs études de recherche telles que [**Sander et Kleimeier (2006), de Graeve et al. (2007), Gambacorta (2008), Stanis Lawska (2014), Holton et Rodriguez d'Acri (2015)**] ont montré que les spécificités des banques sont à l'origine de cette hétérogénéité dans la transmission des actions de la politique monétaire. Ainsi, les résultats de l'estimation ont démontré qu'il existe plusieurs déterminants qui explique cette hétérogénéité à savoir : la liquidité bancaire, la concurrence bancaire, le capital bancaire, etc.

Egalement, **Harraou (2019)** a confirmé que le « **Pass-Through** » **au Maroc** est impacté par plusieurs facteurs qui diffèrent d'un pays à l'autre en fonction de leur système financier et de leurs conditions institutionnelles. Parmi ces facteurs, **Harraou (2019)** a mentionné la fluctuation des taux d'intérêt, le niveau d'inflation, la structure des dépôts bancaires, le degré de concurrence bancaire et le niveau de croissance économique du pays. En outre, l'étude a montré que la structure oligopolistique du marché financier et la présence d'asymétrie d'information sur ce marché font que le degré de « **Pass-Through** » taux de marché monétaire sur le taux des banques marocaines reste faible.

De plus, **Gambacorta (2008) et de Graeve et al. (2007)** ont conclu, dans ce cadre de réflexion, que les banques commerciales les plus capitalisées disposant d'un surplus de liquidité sont moins sensibles aux variations des taux d'intérêts ce qui affaiblie la vitesse et l'ampleur de transmission des actions de la politique monétaire.

Le tableau ci-dessous présente la synthèse des travaux empiriques ayant étudié les déterminants du « **Pass-Through** » du taux de marché monétaire sur les taux débiteurs des banques.

PARTIE I : TAUX D'INTERET ET CONDUITE DE LA POLITIQUE MONETAIRE

Tableau 04 : Présentation de la synthèse des travaux empiriques ayant étudié les déterminants du « Pass-Through » du taux de marché monétaire sur les taux débiteurs des banques

| | Inflation | Flexibilité du taux de change et mobilité des capitaux | Volatilité du marché | Concurrence bancaire | Excès de liquidité | Solvabilité des banques | Risque du crédit |
|---------------------------------------|------------------|---|-----------------------------|-----------------------------|---------------------------|--------------------------------|-------------------------|
| Cottarelli and Kourelis (1994) | + | + | - | + | | | |
| Mojon (2000) | + | | - | + | | | |
| Sander and Kleimeier (2004) | + | | - | - | | | - |
| Sorensen and Werner (2006) | | | | + | - | - | + |
| De Graeve et al. (2007) | | | | | - | - | |
| Gigineishvili (2011) | + | + | - | + | | | - |
| Medina Cas et al. (2011) | | + | | + | | | |
| Horváth and Podpiera (2012) | | | | | - | - | + |
| Schluter et al. (2012) | | | | | - | - | - |
| Mishra et al. (2012) | | | | + | | | |
| Saborowski and Weber (2013) | + | + | - | + | - | - | - |
| Stanislawska (2014) | | | | | + | + | - |

Source : Auteur

II. Revue de littérature sur l'efficacité du canal du taux d'intérêt dans la transmission de la politique monétaire dans différents pays

Dans cette partie, nous exposons une revue de littérature empirique relative à la problématique de l'efficacité des canaux de transmission de la politique monétaire dans différents pays notamment : Ghana, Vietnam, l'Europe Centrale et l'Arménie.

1. Etude de l'efficacité des mécanismes de transmission de la politique monétaire à GHANA

S. Nyumuah (2018) a réalisé une étude économétrique sur l'efficacité des canaux de transmission de la politique monétaire à Ghana. Il a cherché, à travers un modèle VAR, à comprendre les effets d'un choc de politique monétaire sur les variables macroéconomiques réelles notamment la production et l'inflation. A cet effet, en analysant la décomposition de la variance, l'auteur a constaté que le taux directeur a contribué à hauteur de 2% à 4% à la variabilité du niveau général des prix alors que les crédits bancaires du secteur privé ont contribué à hauteur de 2% à 8% à la variation du niveau général des prix. Egalement, les fonctions de réponses impulsionnelles confirment qu'un choc de taux d'intérêt directeur n'affecte pas le niveau de production à l'horizon de 20 ans.

⇒ **S. Nyumuah (2018)** a constaté que le canal du taux d'intérêt est inefficace dans la transmission de la politique monétaire à Ghana.

2. Etude de l'efficacité des mécanismes de transmission de la politique monétaire dans les PED

HMADOUCH et AKAABOUNE (2016) ont étudié l'efficacité des mécanismes de transmission de la politique monétaire à la sphère réelle. En effet, ces derniers ont cherché à comprendre l'interaction entre les mécanismes de transmission de la politique monétaire et les spécificités de l'économie tant dans les pays émergents que dans les pays en voie de développement. De ce fait, en se référant aux travaux de **Ganev (2002)**, les auteurs ont constaté que les spécificités du système financier peuvent rendre **moins efficace** les instruments traditionnels de conduite de la politique monétaire.

En effet, dans les PED fortement marqués par l'absence de bon fonctionnement des marchés, le canal du crédit semble être le plus dominant, vu que les canaux du taux d'intérêt, des prix des actifs et du taux de change ont été moins efficaces. Ce constat montre que

l'efficacité de la politique monétaire dans ces pays dépend fortement du canal du crédit bancaire et plus particulièrement du canal du bilan bancaire.

De plus, dans les PED, les banques ont tendance à disposer d'un excédent de liquidité chronique ce qui empêche les marchés monétaires à fonctionner convenablement, freine la régulation du taux de marché monétaire par la banque centrale et affecte l'efficacité du canal du taux d'intérêt dans la transmission de la politique monétaire. En outre, du fait de la faiblesse du poids du secteur financier formel par rapport au secteur informel dans les PED, un choc de politique monétaire impacte peu la demande globale.

De surcroit, le poids des marchés informels du crédit touche l'efficacité du canal du taux d'intérêt dans la transmission de la politique monétaire des PED. A cet effet, une politique monétaire restrictive, qui se traduit par une hausse du taux directeur par la banque centrale, entraîne une orientation des demandes de crédits vers le marché informel où les conditions sont meilleures. Cette hausse du taux d'intérêt impacte peu les prix à court terme. Cependant, les retards des effets de la demande de crédits sur l'inflation entraînent une hausse des prix et les agents économiques considèrent qu'une politique monétaire restrictive entraîne une hausse des prix, ce qui n'est pas le cas ! Ainsi, ces conditions rendent le canal du taux d'intérêt inefficace dans la transmission de la politique monétaire dans les PED.

⇒ Selon **HMADOUCH et AKAABOUNE (2016)** le canal du taux d'intérêt s'avère inefficace dans la transmission de la politique monétaire des PED.

3. Etude de l'efficacité des mécanismes de transmission de la politique monétaire au Vietnam

Hung (2008), a mené une étude sur l'efficacité des canaux de transmission de la politique monétaire au Vietnam à travers une modélisation VAR. Les résultats de l'estimation ont montré qu'une variation de la masse monétaire impacte le taux d'intérêt réel. Ce dernier, affecte à son tour l'investissement, la production et l'inflation. Egalement, l'analyse des fonctions de réponses impulsionnelles permet de constater qu'un choc de masse monétaire montre que la masse monétaire impacte négativement le taux d'intérêt, la production réagit très peu suite à la variation du taux d'intérêt et l'inflation monte légèrement instantanément et après une année, elle commence à se diminuer.

De plus, la réaction du niveau de production suite à un choc sur la masse monétaire est le même avec ou sans modification du taux d'intérêt par la banque centrale. Ainsi, le choc de masse monétaire impacte négativement l'IPC lorsque l'autorité monétaire cible le taux d'intérêt directeur du moins pendant la première année.

Dans ce contexte, le test de causalité a permis de constater que la masse monétaire ne cause pas le taux d'intérêt au seuil de significativité de 5% et le taux d'intérêt ne cause pas directement la masse monétaire, ni la production, ni le niveau des prix, ce qui justifie la **faible efficacité** du canal du taux d'intérêt dans la transmission de la politique monétaire au Vietnam.

⇒ **Hung (2008)** a constaté que l'efficacité du canal du taux d'intérêt la transmission de la politique monétaire au Vietnam est faible.

4. Etude de l'efficacité des mécanismes de transmission de la politique monétaire dans l'Europe Centrale

Creel et Levasseur (2006), ont étudié, à travers une modélisation VAR, l'efficacité des mécanismes de transmission de la politique monétaire en Hongrie, République Tchèque et Pologne. Les résultats de l'étude ont révélé que les différents chocs exercés présentent peu d'effets tant sur le niveau de production que sur le niveau général des prix.

En effet, cette étude a montré qu'une appréciation du taux de change nominal effectif entraîne une faible baisse de la production industrielle et du niveau général des prix sans une forte persistance. Suite à ce résultat, la banque centrale réagit en relâchant sa politique monétaire qui se traduit par une baisse du taux d'intérêt directeur, engendrant ainsi, une dégradation de la compétitivité des produits nationaux.

De même, l'étude a montré qu'en République de tchèque, un accroissement du taux d'intérêt directeur entraîne une augmentation du niveau général des prix. Cette réaction est qualifiée dans littérature théorique et empirique de « **Price Puzzle** ». En outre, l'étude a révélé qu'en Pologne, que le niveau des prix augmente instantanément puis diminue suite à l'accroissement du taux directeur, tandis qu'en Hongrie, les prix sont inertes.

Dans ce cadre, l'estimation a montré que les fonctions de réponses impulsionnelles sont non significatives statistiquement tant pour la Pologne que pour la Hongrie. Tandis que, celles de la République de tchèque sont significatives. De ce fait, l'étude a démontré qu'un

accroissement du taux d'intérêt entraîne une dépréciation du taux de change de la République de Tchéquie et augmente temporairement la production et l'inflation ce qui n'est pas attendu. Cette réaction est qualifiée dans la littérature théorique et empirique du phénomène d'« **énigme du taux de change** ».

Ainsi, la décomposition de la variance à la Choleski, a confirmé les résultats précédents et a montré qu'un choc de taux d'intérêt explique peu la variance de la production et des prix et que les chocs réels sont ceux qui affectent le plus la production et les prix. En effet, en Hongrie, un choc de taux d'intérêt explique moins de 7% les fluctuations de la production, moins de 2% des variations des prix et à hauteur de 16% des fluctuations du taux de change effectif durant la période 2000-2004, ce qui explique la **faible efficacité** du canal du taux d'intérêt dans la transmission des impulsions de la politique monétaire sur la production et sur le niveau général des prix.

De même, dans la République de tchéquie, un choc de taux d'intérêt explique moins de 3% les fluctuations de la production et du niveau général des prix et à hauteur de 5% des fluctuations du taux de change effectif durant la période 2000-2004, ce qui confirme la faible efficacité du taux d'intérêt dans la variation du niveau de production et du niveau général des prix. Par contre, en Pologne la situation se diffère. Ainsi, un choc de taux d'intérêt explique à hauteur de 13% de la variation du niveau de la production, à raison de 28% des fluctuations du niveau général des prix et 29% des fluctuations du taux de change effectif durant la période 2000-2004.

De surcroît, un choc de taux de change explique 15% des fluctuations de la production et des prix en Pologne, moins de 8% des variations de la production et des prix en Hongrie et 2% des variations de la production et des prix en République de tchéquie.

⇒ **Creel et Levasseur (2006)**, ont constaté que le canal du taux d'intérêt est peu efficace dans la transmission de la politique monétaire des pays de l'Europe Centrale.

5. Etude de l'efficacité des mécanismes de transmission de la politique monétaire en Arménie

Dabla-Norris and Floerkemeier (2006), ont étudié l'efficacité des mécanismes de transmission de la politique monétaire et leurs impacts sur les variables macroéconomiques

réelles en Arménie. Cette étude a été réalisée à travers un modèle VAR et a porté sur trois instruments à savoir : le taux d'intérêt, le taux de change et la masse monétaire.

Les résultats de l'estimation ont montré que le rôle du taux d'intérêt dans la transmission de la politique monétaire reste **faible** par rapport aux autres canaux et le taux de change constitue le canal le plus efficace dans la transmission de la politique monétaire en Arménie.

⇒ **Dabla-Norris and Floerkemeier (2006)**, ont conclu que le rôle du taux d'intérêt dans la transmission de la politique monétaire en Arménie est faible.

6. Autres études empiriques sur les mécanismes de transmission de la politique monétaire

Plusieurs études récentes sur les mécanismes de transmission de la politique monétaire ont mis en relief le rôle croissant du canal du taux d'intérêt dans la transmission de la politique monétaire surtout dans les pays d'Europe Centrale et Orientale. A cet effet, **Darracq et al (2014)**, ont souligné que la transmission de la politique monétaire européenne via le canal du taux d'intérêt est **plus efficace** avant les crises européennes. De même, **Havranek et al (2016)** ont publié une étude en panel dynamique relative à l'efficacité du canal du taux d'intérêt dans la transmission de la politique monétaire durant la période 2004-2013. Ces derniers ont constaté que la transmission de la politique monétaire via ce canal est forte avant les crises européennes et elle s'affaiblit en période normale. Egalement, **Karagiannis et al. (2010)** ont montré que le taux du marché monétaire est **plus efficace** dans la transmission de la politique monétaire de la zone euro.

En ce qui concerne la transmission de la politique monétaire à la **CEMAC** (6 pays d'Afrique Centrale), **Bikai et Essiane (2017)** ont souligné, à travers une modélisation BSVAR, que la transmission de la politique monétaire via le canal du taux d'intérêt **reste limitée**. Ces derniers, ont constaté que les chocs de base monétaire exercent un effet plus significatif sur la stabilité monétaire qu'un choc de taux d'intérêt.

Pareillement, certains auteurs ont étudié l'efficacité des mécanismes de transmission de la politique monétaire dans les économies en développement. En effet, **Cheong et Boodoo (2008)** ont montré que la transmission du taux interbancaire et du taux des bons du Trésor sur les taux de prêt préférentiel à Trinidad et Tobago reste **faible**. De plus, l'étude de **Cheng (2006)** sur les mécanismes de transmission de la politique monétaire au Kenya a révélé qu'un

choc de politique monétaire impacte peu le niveau réel de production. Ce résultat a été expliqué par les faiblesses structurelles du secteur financier à Kenya, susceptibles d'entraver la transmission de la politique monétaire. En outre, les résultats de **Misati et al (2010)** ont révélé une **faible efficacité** du canal du taux d'intérêt dans la transmission de la politique monétaire au Kenya et ont souligné qu'un choc du taux d'intérêt entraîne un **effet non significatif** sur la production réelle. De surplus, **Mutuku et Koech (2014)**, ont estimé l'impact des chocs de politique monétaire sur la croissance économique au Kenya et ont révélé que la masse monétaire et les taux d'intérêt à court terme **n'avaient pas d'influence significative** sur la production réelle.

Dans ce cadre, **Vinayagathan (2013)**, a étudié l'impact de la politique monétaire sur l'économie réelle à Sri Lanka et a révélé que les chocs du taux d'intérêt ont **un impact significatif** sur la production, conformément à la théorie économique. De plus, **Davodi et al. (2013)**, ont étudié les mécanismes de transmission de la politique monétaire dans la Communauté d'Afrique de l'Est. Cette étude a démontré qu'un choc négatif sur le taux directeur augmente la production au Burundi, au Kenya et au Rwanda. De même, **Berg et al. (2013)** ont utilisé l'approche narrative de **Romer et Romer (1989)** pour examiner les mécanismes de transmission monétaire. Ces derniers, ont constaté qu'une forte hausse du taux d'intérêt à court terme, entraîne une hausse des taux de prêts bancaires, une appréciation du taux de change et une diminution de la production.

III. Revue de littérature sur l'efficacité du canal du taux d'intérêt dans la transmission de la politique monétaire en Tunisie

1. Etude des mécanismes de transmission de la politique monétaire en Tunisie dans le cadre d'un modèle VAR

Dans le cadre d'un projet de Jumelage entre la Banque Centrale de Pologne, la Banque Centrale de France et la Banque Centrale de Tunisie, une étude a été menée en 2014 par **WROBEL, PRZYSTUPA, JARDAK et MAKNI (2014)**. La réflexion derrière ce travail est d'étudier, à travers un modèle VAR, sur la base des données trimestrielles l'efficacité des mécanismes de transmission de la politique monétaire en Tunisie.

Les résultats de l'étude ont souligné qu'un changement des règles de politique monétaire affecte directement les taux débiteurs du marché monétaire dont la transmission varie en fonction du volume de liquidité et du type de crédit octroyé.

Dans ce contexte, l'étude a montré que les réponses à un choc du taux d'intérêt semblent être **non significatives** statistiquement. De même, l'analyse de la décomposition de la variance totale du PIB montre qu'après quatre ans : **47%** de la variation du PIB est expliquée par un choc sur le PIB, **30%** par un choc taux de change, **11%** par un choc sur le TMM et **8%** par un choc de demande étrangère. De plus, l'analyse de la décomposition de la variance totale des prix stipule qu'après quatre ans : **37%** de la variation des prix est expliquée par un choc d'inflation, **43%** par un choc de demande étrangère, **17%** par un choc de taux de change et **1.5%** par un choc de taux d'intérêt. En outre, l'analyse de la décomposition de la variance totale du taux de change effectif montre qu'après quatre ans : **53%** de la variation du taux de change est expliquée par un choc du taux de change, **25%** par un choc du PIB, **11%** par un choc de taux d'intérêt.

En réalisant la même étude sur la base des données, les auteurs ont constaté qu'un choc de taux d'intérêt directeur entraîne une augmentation instantanée du TMM. Cette augmentation engendre à son tour une baisse de la demande de crédits suite au renchérissement des coûts de refinancement. Par conséquent, la demande globale sera réduite. Alors qu'une baisse du taux d'intérêt directeur entraîne une diminution du taux du marché monétaire et une augmentation du volume des crédits suite à la baisse du coût des ressources, ce qui engendre par conséquent un accroissement de la demande globale.

⇒ D'après cette étude, les auteurs ont conclu que l'efficacité du canal du taux d'intérêt dans la transmission de la politique monétaire en Tunisie est faible durant la période 2000-2010.

2. Etude des mécanismes de transmission de la politique monétaire en Tunisie dans le cadre d'un modèle DSGE »

Alimi, Chakroun et Levieuge (2019), ont étudié la dynamique de la politique monétaire en Tunisie au cours de la dernière décennie et ont cherché les principaux facteurs ayant entravé l'autorité monétaire à atteindre l'objectif ultime de stabilité des prix. Dans ce cadre, les auteurs ont utilisé le modèle DSGE sous une forme réduite basé sur trois équations à savoir : équation de la courbe IS ; équation de la courbe de Philips Néokeynésienne et équation de la règle de politique monétaire à la Taylor. Ainsi, les résultats de l'estimation montrent que :

- L'augmentation du taux d'intérêt nominal par la Banque centrale entraîne une baisse de l'inflation domestique et une contraction du niveau d'activité. De plus, le choc de politique monétaire provoque à court terme une appréciation du taux de change. Ceci corrobore les travaux de **Lajmi et Khadhraoui (2013)**, qui ont conclu qu'une appréciation du taux de change combiné à une baisse de la demande, suite à une contraction monétaire, permet à la BCT de contenir l'inflation sur le court terme ;
- L'analyse de la sensibilité du taux d'intérêt nominal par rapport au niveau de production et au niveau de l'inflation montre que le taux d'intérêt nominal est plus sensible aux variations du taux d'inflation par rapport à son niveau d'équilibre qu'aux variations de la production par rapport à son niveau passé.

De même, l'analyse de la variance montre qu'un choc de demande affecte principalement le taux d'inflation et le taux d'intérêt, un choc d'offre affecte la demande et les taux d'intérêt, un choc du taux d'intérêt n'a qu'un faible effet tant sur l'offre que sur la demande.

3. Etude des canaux de transmission de la politique monétaire dans un contexte d'hétérogénéité bancaire

Morsi (2019), a analysé la dynamique de transmission de la politique monétaire en Tunisie en utilisant deux modèles à savoir : un modèle **SVAR** afin d'évaluer l'impact et le délai de transmission des décisions de politique monétaire à la sphère réelle et un modèle **ARDL** afin d'analyser le « **Pass-Through** » du taux directeur sur les taux débiteurs des banques tunisiennes.

Cette étude a mis l'accent sur les deux étapes de transmission de la politique monétaire. Premièrement, la transmission se fait au niveau du prix et de la quantité de monnaie sur le marché monétaire impactant ainsi le taux du marché monétaire au jour le jour qui, à son tour, affecte les conditions du marché bancaire et le volume des crédits accordés. Deuxièmement, la transmission se fera au niveau de la sphère réelle dans la mesure où les changements du taux directeur impactent les composantes de la demande globale et le niveau général des prix en Tunisie. Cette étude a distingué entre la période pré-révolution et post-révolution.

En effet, durant la période pré-révolution, les réserves obligatoires ont été le principal instrument de conduite de la politique monétaire en Tunisie. Alors que depuis la période post-

révolution, la banque centrale de Tunisie a utilisé le taux d'intérêt directeur comme principal instrument de conduite de la politique monétaire.

De ce fait, avant la révolution, un choc de politique monétaire qui consiste à augmenter le taux des réserves obligatoires a provoqué une réaction négative des taux de crédits bancaires et aucune réaction du TMM sur le marché monétaire. Il en découle, ainsi que cette augmentation entraîne une hausse du coût des dépôts bancaires ce qui réduit par conséquent le volume des dépôts et rend les actifs monétaires moins attractifs par rapport à d'autres actifs non financiers. Cependant, après la révolution, un choc de politique monétaire, qui se traduit par une augmentation du taux directeur et du TMM a engendré une réaction positive des taux débiteurs des banques. Cette réaction n'est pas structurelle, elle reste valable au maximum un trimestre après l'impulsion initiale pour commencer à se diminuer. De même, l'inflation sous-jacente à réagit négativement suite à l'accroissement du taux d'intérêt directeur.

⇒ **Morsi (2019)** a constaté que le taux d'intérêt à une plus grande influence sur les variables macroéconomiques réelles en Tunisie.

Le modèle **ARDL** a été utilisé avec une fréquence mensuelle afin d'étudier la réaction des banques tunisiennes suites aux changements des règles monétaires par la banque centrale. Ce modèle a permis de constater que les banques tunisiennes répercutent toute modification du TMM sur les taux des crédits accordés aux agents économiques. Cette transmission est significative et elle s'explique par une forte indexation des taux des crédits sur le TMM et la forte dépendance de la tarification bancaire à l'orientation de la politique monétaire.

4. Analyse des mécanismes de transmission de la politique monétaire en Tunisie à travers un modèle néokeynésien

L'importance des mécanismes de transmission de la politique monétaire en Tunisie et les difficultés que présente l'approche économique dans le cadre d'analyse du fonctionnement de l'économie, font que l'élaboration d'un modèle macroéconomique fondé sur la microéconomie s'avère indispensable pour la banque centrale de Tunisie. C'est dans ce cadre que **Makni (2019)** a élaboré un nouveau modèle néokeynésien semi-structurel sous une forme réduite composé de quatre équations à savoir : la courbe IS, la courbe de Philips, une équation du taux de change et une équation de politique monétaire à la Taylor.

Ce modèle a été construit sur la base de deux types de paramètres : court terme et long terme. L'objectif derrière ce modèle est d'avoir une idée sur l'ampleur et la vitesse de transmission des règles de la politique monétaire, plus particulièrement, de savoir dans quel mesure le taux d'intérêt directeur affecte les variables macroéconomiques réelles en Tunisie ? et comment va être la réaction de la banque centrale si une variable s'éloigne de l'équilibre ?

Le point de départ de cette modélisation était la condition d'équilibre de l'économie et que toutes les variables subissent le même choc à un même instant (t). Cette modélisation a permis de constater qu'un choc de politique monétaire stipule que : lorsque le taux d'intérêt nominal augmente, le taux d'intérêt réel augmente, du fait de l'hypothèse de rigidité des prix, ce qui encourage l'épargne des ménages et décourage l'investissement des entreprises. De même, un taux d'intérêt réel positif entraîne un afflux massif des capitaux, une appréciation du taux de change réel du dinar tunisien et une baisse du gap du taux de change réel, ce qui contribue à un resserrement des conditions monétaires. Après une certaine période, la production baisse et l'inflation se réduit. Ces effets restent valables à très court terme. Afin d'assurer un retour à l'équilibre, la banque centrale intervient en vue de réviser ses décisions quant à l'orientation de la politique monétaire. De plus, un choc d'inflation implique que lorsque l'inflation augmente, la réaction de la banque centrale sera le relèvement du taux d'intérêt nominal, entraînant ainsi ce une appréciation du dinar tunisien et réduit le gap du taux de change réel. Donc, afin de stabiliser l'économie sans recourir à une augmentation agressive du taux d'intérêt, le renforcement des anticipations quant à l'inflation future et le recours au canal des anticipations s'avère indispensable pour fixer le taux d'intérêt à un niveau adéquat avec la situation économique du pays et renforcer la crédibilité de la banque centrale. En outre, un choc de demande positif, augmente à la fois l'output gap et l'inflation ce qui pousse la banque centrale à relever le taux d'intérêt directeur. Néanmoins, une augmentation du taux d'intérêt nominal à un niveau qui dépasse l'augmentation de l'inflation entraîne une appréciation du taux de change nominal qui à son tour engendre une appréciation du taux de change réel et provoque un resserrement des conditions monétaires et par conséquent une baisse de la demande globale. Il en découle ainsi qu'à moyen terme, le niveau de production actuel égalise le niveau de production futur et l'excès de demande sera éliminé, ce qui permet de stabiliser l'inflation en Tunisie.

Conclusion

Dans le deuxième chapitre, nous avons présenté la revue de littérature empirique ayant analysé le « **Pass-Through** » de l'instrument de politique monétaire dans différents pays. Ces études ont montré que le degré et la vitesse d'ajustement des taux débiteurs des banques suite à une variation de l'instrument de politique monétaire diffèrent selon le pays et les caractéristiques individuelles de chaque banque. De même, la littérature empirique a prouvé que la dimension temporelle, l'intensité concurrentielle et le coût d'asymétrie d'information constituent des composantes importantes dans la détermination du degré d'ajustement des taux débiteurs des banques suite à une variation de l'instrument de politique monétaire. En outre, les études ont révélé l'existence d'une certaine **hétérogénéité** dans la transmission des actions de la politique monétaire sur les taux débiteurs des banques dans différents pays notamment : Belgique, France, Allemagne, Italie, Pays-Bas, Espagne et Maroc.

Par la suite, nous avons exposé la revue de littérature empirique ayant étudié l'efficacité des canaux de transmission de la politique monétaire dans différents pays en l'occurrence : Ghana, Vietnam, l'Europe Centrale et l'Arménie. Dans ce contexte, certains auteurs comme **Hung (2008)**, **Creel et Levasseur (2006)**, **Norris et Floerkemeier (2006)**, ont montré que le canal du taux d'intérêt est **peu efficace** dans la transmission de la politique monétaire et ne présente qu'un impact très indirect sur les variables macroéconomiques réelles, en particulier, la production et l'inflation. D'autres chercheurs comme **S. Nyumuah (2018)**, **HMADOUCH et AKAABOUNE (2016)**, ont confirmé que le canal du taux d'intérêt est **inefficace** dans la transmission de la politique monétaire.

Ainsi, le consensus empirique souligne que, dans les pays d'Europe centrale et orientale, le principal canal de transmission de la politique monétaire est **le canal du taux de change** alors que dans la zone Euro, le canal le **plus efficace est celui du taux d'intérêt directeur** et l'impact d'un choc de taux d'intérêt sur les variables réelles est plus important dans la zone Euro que dans les pays d'Europe Centrale et Orientale.

Dans le contexte tunisien, plusieurs études de recherches ont été menées afin de traiter le sujet de l'efficacité des canaux de transmission de la politique monétaire en Tunisie, mais malheureusement il n'y a pas toujours de consensus sur le canal le plus efficace qui impacte les variables macroéconomiques réelles, en particulier, la croissance économique et l'inflation.

CONCLUSION DE LA PREMIERE PARTIE

De nos jours, la majorité des banques centrales dans le monde, utilisent la politique monétaire comme une cible stratégique de lutte contre l'inflation. En effet, l'analyse de l'efficacité de transmission de la politique monétaire s'avère indispensable surtout dans un environnement fortement marqué par des déséquilibres macroéconomiques internes et externes.

Dans ce contexte, plusieurs études de recherches ont été menées afin d'analyser l'efficacité des mécanismes de transmission de la politique monétaire, comme **Bernanke et Blinder (1992)**, **Christiano et Eichenbaum (1995)**, **Leeper et al. (1996)**, **Christiano et al. (1999)**, **Uhlig (2005)**, et **Forni et Gambetti (2010)**.

Dans le cadre de ce travail, nous nous intéressons à l'analyse de l'efficacité du canal du taux d'intérêt dans la transmission de la politique monétaire en Tunisie. Pour mener à bien ce travail, nous avons présenté, dans un premier chapitre, les fondements théoriques régissant l'efficacité du canal du taux d'intérêt dans la transmission de la politique monétaire. Nous avons défini, en particulier la politique monétaire, présenté ses théories, ses objectifs ainsi que ses instruments. En outre, nous avons mis l'accent sur les principaux canaux de transmission de la politique monétaire, notamment, le canal du taux d'intérêt, canal du taux de change et canal de crédits. Ainsi, la revue de littérature stipule qu'il existe deux étapes complémentaires de transmission de la politique monétaire. La première étape de transmission, initiée au niveau microéconomique, est consacrée à l'analyse du « **Pass-Through** » de l'instrument de politique monétaire sur les taux bancaires. La deuxième étape se fait au niveau macroéconomique via l'analyse des effets de chocs de politique monétaire sur les variables macroéconomiques réelles, en particulier, la croissance économique et l'inflation.

Par conséquent, nous avons présenté dans un premier lieu, le cadre théorique relative à l'analyse du « **Pass-Through** » de l'instrument de politique monétaire sur les taux bancaires. En particulier, nous avons présenté le fondement théorique de fixation des taux débiteurs et créditeurs des banques selon la théorie de **Rousseas (1995)**. De même, nous avons présenté les déterminants du « **Pass-Through** » du taux d'intérêt sur les taux bancaires et nous avons constaté que les principaux déterminants sont : la structure des crédits bancaires, la concurrence bancaire, l'inflation, la volatilité des taux directeurs et la croissance économique.

Dans un deuxième lieu, nous avons exposé les effets d'une variation de l'instrument de politique monétaire sur les variables macroéconomiques réelles. En particulier, nous avons présenté l'impact du taux d'intérêt sur les comportements des agents économiques, sur l'équilibre macroéconomique en faisant recours au modèle IS-LM-BP. Egalement, nous avons présenté l'impact du taux d'intérêt sur l'efficacité de la politique monétaire, tant dans le cadre d'un régime de change fixe que flexible avec une parfaite ou imparfaite mobilité des capitaux. Finalement, nous avons mis en valeur, le rôle du taux d'intérêt dans la lutte contre les pressions inflationnistes. Ce cadre d'analyse a permis de constater que : la politique monétaire est efficace dans le cadre d'un régime de change flottant avec une parfaite/imparfaite mobilité des capitaux et inefficace dans le cadre d'un régime de change fixe avec une parfaite ou imparfaite mobilité des capitaux.

Après avoir présenté, dans un premier chapitre, les fondements théoriques régissant l'efficacité du canal du taux d'intérêt dans la transmission de la politique monétaire, nous avons exposé, dans un deuxième chapitre, une revue de littérature empirique ayant traité cette problématique. Ainsi, nous avons analysé, dans une première étape le « **Pass-Through** » de l'instrument de politique monétaire sur les taux débiteurs et créditeurs des banques dans différents pays. Cette revue a révélé que le degré et la vitesse d'ajustement des taux débiteurs des banques suite à une variation de l'instrument de politique monétaire diffèrent selon le pays et les caractéristiques individuelles de chaque banque. De même, la littérature empirique a prouvé que la dimension temporelle, l'intensité concurrentielle et le coût d'asymétrie d'information constituent des composantes importantes dans la détermination du degré d'ajustement des taux débiteurs des banques sur suite à une variation de l'instrument de politique monétaire. En outre, les études ont révélé l'existence d'une certaine hétérogénéité dans la transmission des actions de la politique monétaire sur les taux débiteurs des banques dans différents pays notamment : Belgique, France, Allemagne, Italie, Pays-Bas, Espagne et Maroc.

Par la suite, nous avons exposé la revue de littérature empirique ayant étudié l'efficacité des canaux de transmission de la politique monétaire dans différents pays en l'occurrence : Ghana, Vietnam, l'Europe Centrale et l'Arménie. Dans ce contexte, certains auteurs comme **Hung (2008)**, **Creel et Lévassieur (2006)**, **Norris et Floerkemeier (2006)**, ont montré que le canal du taux d'intérêt est **peu efficace** dans la transmission de la politique monétaire et ne présente qu'un impact très indirect sur les variables macroéconomiques réelles, en particulier,

la production et l'inflation. D'autres chercheurs comme **S. Nyumuah (2018)**, **HMADOUCH et AKAABOUNE (2016)**, ont confirmé que le canal du taux d'intérêt est inefficace dans la transmission de la politique monétaire. Ainsi, le consensus empirique souligne que, dans les pays d'Europe centrale et orientale, le principal canal de transmission de la politique monétaire est **le canal du taux de change** alors que dans la zone Euro, le canal le **plus efficace est celui du taux d'intérêt directeur** et l'impact d'un choc de taux d'intérêt sur les variables réelles est plus important dans la zone Euro que dans les pays d'Europe Centrale et Orientale.

Dans le contexte tunisien, plusieurs études de recherches ont été menées afin de traiter le sujet de l'efficacité des canaux de transmission de la politique monétaire en Tunisie, mais malheureusement il n'y a pas toujours de consensus sur le canal le plus efficace qui impacte les variables macroéconomiques réelles, en particulier, la croissance économique et l'inflation.

Après avoir présenté les fondements théoriques de l'efficacité du canal du taux d'intérêt dans la transmission de la politique monétaire et exposé la revue de littérature empirique relative à ce sujet dans différents pays, nous nous intéressons à l'étude de l'efficacité du canal du taux d'intérêt dans la transmission de la politique monétaire et de lutte contre l'inflation en Tunisie. Pour ce faire, il fallut dans un premier lieu, analyser le « **Pass-Through** » de l'instrument de politique monétaire sur les taux débiteurs des banques tunisiennes. Dans un deuxième lieu, nous étudierons l'impact de ce dernier sur les variables macroéconomiques réelles et plus particulièrement, la croissance économique et l'inflation en Tunisie.

Pour mener à bien ce travail, nous mettons en évidence deux modélisations ayant chacune un objectif.

- **Une modélisation ARDL** : permettant d'étudier l'impact d'une variation de l'instrument de politique monétaire sur les taux débiteurs des banques tunisiennes. Ainsi, nous présentons le « first stage de transmission de la politique monétaire en Tunisie » ;
- **Une modélisation S-VAR** : permettant d'évaluer l'impact de l'instrument de politique monétaire sur les variables macroéconomiques réelles en Tunisie. Ainsi, nous présentons le « second stage de transmission de la politique monétaire En Tunisie ».

PARTIE II : EVALUATION ECONOMETRIQUE DE L'EFFICACITE DU CANAL DU TAUX D'INTERET DANS LA TRANSMISSION DE LA POLITIQUE MONETAIRE : CAS DE LA TUNISIE

INTRODUCTION

La Tunisie, une petite économie ouverte, a entrepris au cours des trois dernières décennies, des réformes économiques leur permet d'accéder aux marchés internationaux des capitaux à des conditions favorables à savoir : l'établissement d'un bon bilan de politique macroéconomique, le renforcement du cadre prudentiel du secteur financier et la libéralisation du système de change et le développement des instruments monétaires.

En effet, comme toute autre économie, la bonne gestion de l'économie tunisienne dépend de la capacité du gouvernement à atteindre à la fois les quatre objectifs du « carré magique » de Kaldor à savoir : le plein emploi, la stabilité des prix, la croissance économique et l'équilibre extérieur. Néanmoins, l'expérience montre qu'il est difficile pour le gouvernement d'atteindre les quatre objectifs simultanément. Ainsi, le recours à la stabilité des prix au détriment des trois autres objectifs demeure indispensable pour le gouvernement tunisien.

La Banque Centrale de Tunisie en tant qu'autorité monétaire, est tenue de maintenir la stabilité des prix en Tunisie. Pour ce faire, elle utilise le taux d'intérêt directeur comme étant le principal instrument de conduite de la politique monétaire et de lutte contre l'inflation en Tunisie. Ce cadre d'analyse, nous pousse à poser la question suivante :

❖ Est-ce que le taux d'intérêt directeur permet la transmission efficace de la politique monétaire et contrôle l'inflation en Tunisie ?

Après avoir mis en valeur, dans la partie théorique, le rôle du taux d'intérêt dans la conduite de la politique monétaire et la lutte contre l'inflation, nous présentons dans la deuxième partie une étude empirique portant sur l'efficacité du canal du taux d'intérêt dans la transmission de la politique monétaire en Tunisie tout en se basant sur des données tunisiennes.

A cet effet, la transmission de la politique monétaire en Tunisie est un processus par lequel les décisions de la Banque Centrale de Tunisie se transmettent à l'économie réelle. Cette transmission passe fondamentalement par deux étapes. La première étape de transmission

PARTIE II : EVALUATION ECONOMETRIQUE DE L'EFFICACITE DU CANAL DU TAUX D'INTERET DANS LA TRANSMISSION DE LA POLITIQUE MONETAIRE : CAS DE LA TUNISIE

de la politique monétaire en Tunisie, initiée au niveau microéconomique, est consacrée à l'analyse du « **Pass-Through** » de l'instrument de politique monétaire sur les taux débiteurs et créditeurs des banques appelée aussi « **first stage de transmission de la politique monétaire en Tunisie** ». De même, la transmission met au point son achèvement au niveau macroéconomique via l'analyse des effets des chocs de politique monétaire sur les variables macroéconomiques réelles, en particulier, la croissance économique et l'inflation en Tunisie. Cette étape est appelée « **second stage de transmission de la politique monétaire en Tunisie** ».

Dans ce contexte, la majorité des travaux empiriques présentés dans la première partie, ont traité l'une des étapes de transmission de la politique monétaire. Toutefois, quelques recherches ont analysé les mécanismes de transmission de la politique monétaire en combinant les deux étapes à la fois. Ainsi, dans le cadre de ce travail de recherche, nous nous intéressons à l'évaluation empirique de l'efficacité du canal du taux d'intérêt dans la transmission de la politique monétaire en Tunisie tout en combinant les deux approches microéconomique et macroéconomique.

Pour ce faire, nous présentera, dans un premier chapitre, la première étape de transmission de la politique monétaire, portant sur l'analyse du « **Pass-Through** » de l'instrument de politique monétaire sur les taux débiteurs en Tunisie.

Dans un deuxième chapitre, nous présentera la deuxième étape de transmission de la politique monétaire en Tunisie, en particulier, nous analysera l'impact des actions de la politique monétaire sur la croissance économique et l'inflation en Tunisie.

**PARTIE II : EVALUATION ECONOMETRIQUE DE L'EFFICACITE DU CANAL
DU TAUX D'INTERET DANS LA TRANSMISSION DE LA POLITIQUE
MONETAIRE : CAS DE LA TUNISIE**

**CHAPITRE 01 : MODELISATION DU « PASS-THROUGH » DE L'INSTRUMENT DE
POLITIQUE MONETAIRE SUR LES TAUX DEBITEURS DES BANQUES TUNISIENNES**

Introduction

Dans la présente partie, nous exposons le cadre d'analyse du « **Pass-Through** » de l'instrument de politique monétaire sur les taux débiteurs des banques tunisiennes. Pour mener à bien ce travail de recherche, nous nous référons au taux du marché monétaire comme instrument de conduite de la politique monétaire et nous constatons que les fluctuations de cet instrument sont très révélatrices des variations du taux directeur en Tunisie. Toutefois, en raison de la confidentialité des données, nous avons eu recours au taux effectif global « TEG » spécifique à chaque catégorie de crédit pour représenter les taux débiteurs des banques tunisiennes. Ainsi, **par catégorie de crédit**, nous avons retenu les TEG relatifs aux crédits à la consommation et aux crédits d'Habitat afin de présenter les taux débiteurs appliqués par les banques tunisiennes. De même, pour les crédits **repartis par terme**, nous avons retenu les TEG relatifs aux crédits à CT, à MT et à LT afin de présenter les taux débiteurs appliqués par les banques tunisiennes sur ces catégories de crédits.

L'analyse du « **Pass-Through** » de l'instrument de politique monétaire sur les taux débiteurs des banques a été analysé, dans la majorité des études empiriques, à l'aide du modèle ARDL. Ainsi, en s'inspirant de ces travaux, nous analysons le « **Pass-Through** » du taux du marché monétaire sur les taux débiteurs des banques tunisiennes, en faisons recours à la modélisation ARDL. Etant donné que le TEG est publié semestriellement, ce travail de recherche s'appuie sur le TMM semestriel couvrant une période allant du premier semestre 2000 jusqu'au premier semestre 2022.

Pour ce faire, nous présentera dans ce qui suit, le cadre de conduite de la politique monétaire en Tunisie, les variables de l'étude, la méthodologie économétrique et les résultats de l'estimation du modèle ARDL.

I. Cadre de conduite de la politique monétaire en Tunisie

1. Evolution de la politique monétaire en Tunisie

La politique monétaire constitue un outil important de conduite de la politique économique de la Tunisie. En effet, la BCT a mené, depuis 1990, une politique monétaire discrétionnaire ayant recours à une panoplie d'instruments en l'occurrence, le taux d'intérêt

PARTIE II : EVALUATION ECONOMETRIQUE DE L'EFFICACITE DU CANAL DU TAUX D'INTERET DANS LA TRANSMISSION DE LA POLITIQUE MONETAIRE : CAS DE LA TUNISIE

directeur, le taux de change, les réserves obligatoires ainsi que d'autres instruments de régulation de l'offre de monnaie. Cette démarche a été justifiée tant par l'ambiguïté qu'encourt la mission principale de la BCT que par le manque d'un cadre analytique permettant à cette autorité de mener à bien sa politique monétaire. Pour ce faire, la BCT élabore chaque année un programme monétaire traduisant un objectif d'évolution de la masse monétaire, compte tenu du schéma macroéconomique préalablement établi par le gouvernement tunisien. Le schéma ci-après présente le cadre d'évolution de la politique monétaire en Tunisie

Cadre d'évolution de la politique monétaire en Tunisie



Source : Auteur

Cependant, le fléchissement des tensions inflationnistes suite au ciblage monétaire et la volatilité de la vitesse de circulation de la monnaie ont limité l'impact des décisions de la BCT notamment en matière de fixation du taux d'intérêt directeur. Cette ambiguïté a été levée à partir de 2006, date à laquelle la BCT a été consciente que le recours à la préservation de la stabilité des prix s'avère indispensable pour la conduite d'une politique monétaire saine, stable et non inflationniste.

A cet effet, à partir de 2011, l'économie tunisienne a connu des changements macroéconomiques majeurs notamment en matière de production et d'exportation. Ainsi, la Tunisie a enregistré durant cette année, une baisse des recettes d'exportation, des recettes touristiques et des IDE qui ont été à l'origine de l'aggravation du déficit de la balance de paiements, et ont entraîné un assèchement de la liquidité bancaire. Pour faire face à cette situation, la BCT a adopté une politique monétaire accommodante afin de préserver le tissu économique et par conséquent la stabilité financière.

En 2012, la BCT a mis en place une politique monétaire moins accommodante afin d'inciter les banques de la place à une gestion optimale de leur trésorerie. Cette période a été marquée par la mise en place d'un nouveau programme de conduite de la politique monétaire en Tunisie axé essentiellement sur le ciblage d'inflation. C'est dans ce cadre que, la BCT a

PARTIE II : EVALUATION ECONOMETRIQUE DE L'EFFICACITE DU CANAL DU TAUX D'INTERET DANS LA TRANSMISSION DE LA POLITIQUE MONETAIRE : CAS DE LA TUNISIE

adopté une politique monétaire anticipative fondée sur l'ancrage des anticipations inflationnistes susceptibles d'agir sur le niveau d'inflation future. Dès lors, le taux d'intérêt directeur a été choisi par la BCT comme étant le principal instrument de conduite de la politique monétaire et de lutte contre l'inflation en Tunisie.

Jusqu'à 2016, la BCT n'a cessé d'affronter les difficultés macroéconomiques résultantes de cette période transitoire. Elle a adopté une politique monétaire prudente fondée sur une double trajectoire à savoir : la conduite de la politique monétaire et la politique de change. Dans ce cadre, une nouvelle loi « *n°2016-35 du 25 avril 2016 portant fixation du statut de la Banque Centrale de Tunisie* » a émergé et a prévu dans l'article 7 que le rôle de la BCT consiste à « *maintenir la stabilité des prix et contribue au maintien de la stabilité financière de manière à soutenir la réalisation des objectifs de la politique économique de l'Etat, y compris dans les domaines de développement et de l'emploi* ». Cependant, la BCT ne peut pas atteindre directement la stabilité des prix vu qu'elle n'a qu'un contrôle très indirect sur les variables macroéconomiques réelles qui ne sont observables qu'après une longue période. Pour ce faire, elle fixe deux objectifs à savoir :

- ☒ **Un objectif intermédiaire** : mieux contrôlable et rapidement observable, se traduisant par des prévisions d'inflation de manière à ce qu'elle soit proche de 2% à moyen terme ;
- ☒ **Un objectif opérationnel** : sous le contrôle de la BCT, basé sur l'ajustement des taux d'intérêt directeurs influençant directement les banques et indirectement les taux débiteurs et créditeurs appliqués par les banques sur les prêts et les dépôts des clients.

La période 2017-2019 a été marquée par une dégradation continue des fondamentaux de l'économie tunisienne. Ceci a poussé la BCT à mettre en œuvre une politique monétaire accommodante et très vigilante marquée par un resserrement quantitatif et une politique de change prudente marquée par l'intervention, à plusieurs reprises, de la BCT sur le marché de change afin d'assurer le financement des importations stratégiques en l'occurrence l'énergie.

En 2020, le monde entier a connu une crise sanitaire qui s'est transformée en une crise économique et financière dont les effets de contagion se sont répercutés sur tous les pays du monde notamment la Tunisie. A l'instar de cette année, la politique monétaire a dû faire face à une situation macroéconomique spécifique marquée par la vulnérabilité, le surendettement, l'incertitude et l'aggravation des déficits jumeaux « Twin deficits ». Dans ce cadre, la BCT a

PARTIE II : EVALUATION ECONOMETRIQUE DE L'EFFICACITE DU CANAL DU TAUX D'INTERET DANS LA TRANSMISSION DE LA POLITIQUE MONETAIRE : CAS DE LA TUNISIE

joué un rôle très actif afin de pallier les déséquilibres macroéconomiques induits par la pandémie « **COVID-19** » et par le conflit ukrainien. Elle a poursuivi ses actions de durcissement de sa politique monétaire afin de contrecarrer un retournement dans le cycle d'évolution de l'inflation. Durant les dernières années (2021-2022), la BCT a adopté une politique monétaire proactive en vue d'atteindre son objectif ultime de stabilité des prix et ce à travers la régulation du volume de la liquidité bancaire en Tunisie.

2. Cadre opérationnel de conduite de la politique monétaire en Tunisie

La mise en œuvre de la politique monétaire en Tunisie requiert la mise à disposition de la BCT d'une panoplie d'instruments dont l'objectif consiste à piloter le taux de marché monétaire au jour le jour à un niveau proche du taux directeur. Ceci se fait à travers le cadre opérationnel de conduite de la politique monétaire en Tunisie conformément à la circulaire de la BCT n°2017-02 du 10 mars 2017 relative à la mise en œuvre de la politique monétaire. Ce cadre d'analyse se présente comme suit :

2.1. Les opérations à l'initiative de la Banque Centrale de Tunisie

Ces opérations se sont effectuées par la BCT afin de piloter le taux de marché monétaire au jour le jour, ajuster le volume de la liquidité bancaire sur le marché et d'indiquer l'orientation de la politique monétaire en Tunisie. Cette catégorie d'opérations contient :

- ☒ **Opérations principales de refinancement « OPR »** : ces sont des opérations initiées par la BCT et constituent la principale source de liquidité bancaire. A travers ce mécanisme, la BCT ajuste le volume de la liquidité bancaire. Elle injecte ou éponge de la liquidité bancaire de manière hebdomadaire sur le marché monétaire par voie d'adjudications à des taux multiples avec un plancher égale au taux d'intérêt directeur.
- ☒ **Opérations de refinancement à plus long terme** : ces opérations sont destinées à fournir des liquidités supplémentaires valables sur des échéances plus longues que celle de l'OPR ;
- ☒ **Opérations de réglage fin** : ces opérations sont effectuées par la BCT de manière ponctuelle afin de corriger l'impact des changements imprévus du volume de la liquidité bancaire sur le taux d'intérêt ;
- ☒ **Opérations structurelles** : ces opérations sont initiées par la BCT afin de gérer une situation d'excédent ou de déficit de liquidité bancaire d'une manière durable.

PARTIE II : EVALUATION ECONOMETRIQUE DE L'EFFICACITE DU CANAL DU TAUX D'INTERET DANS LA TRANSMISSION DE LA POLITIQUE MONETAIRE : CAS DE LA TUNISIE

2.2. Les opérations à l'initiative des banques

Les banques de second rang peuvent, à leur propre initiative, faire recours aux facilités permanentes de la BCT.

☒ **La facilité de prêt à 24 heures** : c'est un instrument utilisé par les banques afin de couvrir des besoins journaliers de liquidité à un taux d'intérêt égal au TD+1% pour se stabiliser à 9% en Janvier 2023, soit le plus haut niveau depuis mars 2020 ;

☒ **La facilité de dépôt à 24 heures** : c'est un instrument utilisé par les banques afin de placer leurs excédents journaliers de liquidité à un taux d'intérêt égal au TD-1% pour atteindre 7% en Janvier 2023, soit le plus haut niveau depuis mars 2020.

Ces taux forment un corridor de 100 points de base à l'intérieur duquel fluctuent les taux de marché monétaire au jour le jour dont le taux de facilité de prêt marginal constitue un plafond et le taux de facilité de dépôt constitue un plancher.

2.3. Les réserves obligatoires

Selon la BCT : « *Les banques sont assujetties à l'obligation de constitution de réserves obligatoires sous forme de dépôts auprès de la Banque Centrale de Tunisie. Ce système vise essentiellement à stabiliser les taux du marché monétaire grâce au mécanisme de constitution en moyenne et à créer ou accentuer le besoin en monnaie centrale afin de permettre à la Banque Centrale de Tunisie d'intervenir efficacement comme régulateur de liquidité* ».

Il est à noter, dans ce cadre d'analyse que, durant la période 2000-2010, les réserves obligatoires ont été le principal instrument de conduite de la politique monétaire en Tunisie et ce afin de faire face à l'accroissement du volume excédentaire des liquidités ainsi que le fléchissement des tensions inflationnistes.

II. Présentation des variables et de la méthodologie économétrique d'estimation

Dans le cadre d'analyse du « **Pass-Through** » de l'instrument de politique monétaire sur les taux débiteurs des banques tunisiennes, nous présentons dans cette partie les variables de l'étude, l'évolution de la structure des taux d'intérêt en Tunisie ainsi que la méthodologie économétrique d'estimation du modèle ARDL relatif à chaque catégorie de crédit.

**PARTIE II : EVALUATION ECONOMETRIQUE DE L'EFFICACITE DU CANAL
DU TAUX D'INTERET DANS LA TRANSMISSION DE LA POLITIQUE
MONETAIRE : CAS DE LA TUNISIE**

1. Présentation des variables

1.1. Le taux effectif global-TEG

Le taux effectif globale, proxy des taux débiteurs des crédits bancaires, est un taux de rémunération périodique calculé à terme échu chaque semestre, selon une méthode bien déterminée tenant compte d'autres charges autre que le capital et les intérêts à savoir : les commissions, les frais de dossier, etc. Ce dernier, assure l'égalité entre les sommes prêtées et les versements dus à l'emprunteur au titre d'un crédit consenti auprès de sa banque. Il sera calculé selon la formule suivante :

$$K - C + S * \frac{RP}{(1+t)^p} \quad (9)$$

Où : **K**= montant du crédit ; **C** = commissions et frais ; **R_p** = annuité remboursée chaque échéance ; **P** = période de remboursement ; **T** = taux de la période.

1.2. Le taux du marché monétaire – TMM

Le taux du marché monétaire représente le taux moyen mensuel du marché monétaire. Il s'agit d'un taux à court terme qui n'est autre qu'une moyenne arithmétique simple des taux interbancaires au jour le jour auxquels les banques se prêtent et s'empruntent les unes aux autres quotidiennement. Le tableau ci-après récapitule toutes les variables de l'étude.

Tableau 05 : Présentation des variables du modèle ARDL

| Variables | Abréviation | Source |
|--|--------------|--------|
| Instruments de politique monétaire | TMM | BCT |
| Taux effectif global des crédits à la consommation | CRED_CONS | BCT |
| Taux effectif global des crédits habitat | CRED_HABITAT | BCT |
| Taux effectif global des crédits à court terme | CRED_CT | BCT |
| Taux effectif global des crédits à moyen terme | CRED_MT | BCT |
| Taux effectif global des crédits à long terme | CRED_LT | BCT |

Source : Auteur

1.3. Présentation de la structure des taux d'intérêt en Tunisie

Le taux d'intérêt directeur constitue pour la BCT le principal instrument de conduite de la politique monétaire et de lutte contre l'inflation en Tunisie. Ce taux se répercute sur les conditions de financement sur le marché monétaire. De ce fait, l'analyse de l'évolution du taux d'intérêt directeur durant la période 2000-2008 laisse constater une forte réticence de la part de

**PARTIE II : EVALUATION ECONOMETRIQUE DE L'EFFICACITE DU CANAL
DU TAUX D'INTERET DANS LA TRANSMISSION DE LA POLITIQUE
MONETAIRE : CAS DE LA TUNISIE**

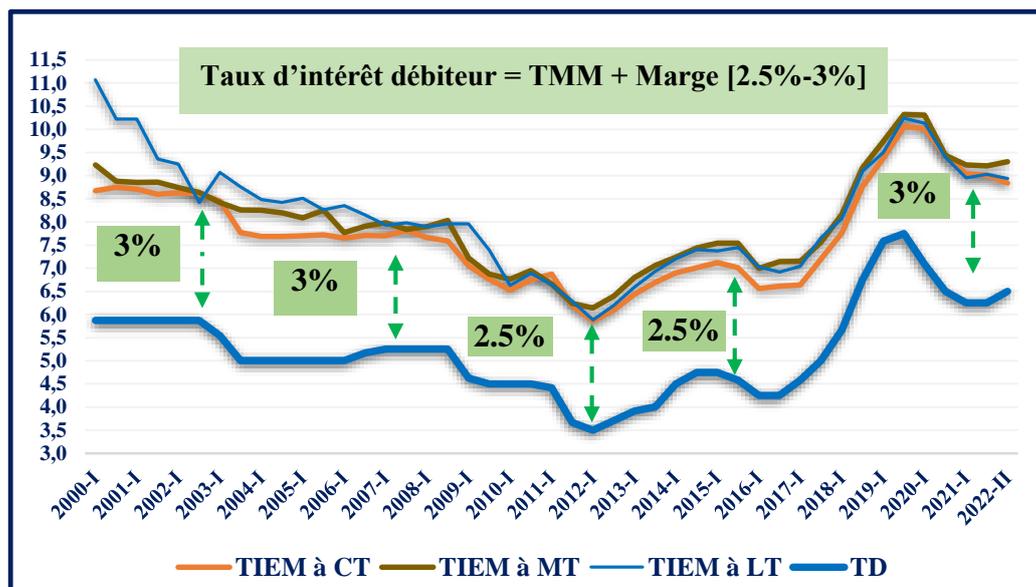
la BCT dans la manipulation du taux directeur, et ce afin de préserver la stabilité financière du pays.

Durant cette période, le taux d'intérêt directeur a connu une tendance baissière accompagné par une évolution modérée de l'inflation à partir de 2000, et n'a été révisé à la hausse qu'en 2006 de 25 points de base. De même, le TMM au jour le jour (JJ), qui constitue une cible pour tous les autres taux et instruments du marché monétaire, est devenu peu volatile, du fait des interventions de la BCT sur ce marché. Cette évolution a permis de constater que la politique monétaire s'avère neutre et fortement marquée par la rigidité du taux d'intérêt durant cette période.

En février 2009, le TMM est devenu un peu plus flexible surtout avec l'apparition des facilités permanentes notamment, les facilités de prêts et de dépôts à 24 heures et avec l'institution d'un corridor de 100 points de base au cours duquel le TMM évolue et ne peut en aucun cas le dépasser.

Dans ce contexte, nous nous intéressons à la présentation de la structure du taux directeur et des taux débiteurs des banques Tunisiennes, comme le montre le graphique ci-dessous :

Graphique 01 : Evolution du taux directeur et des taux débiteurs des banques tunisiennes



Source : Elaboré par l'auteur, données de la BCT

PARTIE II : EVALUATION ECONOMETRIQUE DE L'EFFICACITE DU CANAL DU TAUX D'INTERET DANS LA TRANSMISSION DE LA POLITIQUE MONETAIRE : CAS DE LA TUNISIE

Le ralentissement des pressions inflationnistes, au cours de l'année 2011, fait que la BCT a baissé son taux d'intérêt directeur à deux reprises pour le ramener de 4.5% à 3.5% afin d'alléger les charges financières des emprunteurs et de soutenir l'investissement privé. De même, l'année 2012, a été marquée par le relèvement à deux reprises du taux directeur pour le ramener à 4% en mars 2013. Ce relèvement a entraîné un accroissement du TMM passant de 3.16% en 2012 à 4.33% en mars 2013. Ainsi, le TMM tend à se rapprocher du plafond du corridor qui s'est élevé à 4.75%. En outre, pour contrecarrer les pressions inflationnistes durant la période 2013-2014, la BCT a relevé son taux directeur pour le ramener à 4.5% en décembre 2013 et à 4.75% en juin 2014. En 2015, la BCT a baissé le TD de 50 points de base pour le ramener à 4.25% fin octobre 2015 afin d'assurer un desserrement quantitatif graduel. Ceci se fait à des fins d'atténuation des besoins de liquidité sur le marché monétaire, rapprocher le taux de marché monétaire au taux directeur et équilibrer le marché. De ce fait, le TMM s'est élevé à 4.77% en septembre 2015 après avoir atteint 4.89% en janvier 2015 et il a clôturé l'année avec un taux de 4.28%. Ce repli a été justifié tant par la baisse du taux directeur que par l'ajustement à la baisse des taux des facilités de prêt et de dépôt à 24 H qui se sont élevés respectivement à 4.5% et 4% fin octobre 2015.

En 2016, suite à la détente d'inflation et l'absence de pressions sur la demande, la BCT a maintenu inchangée sa politique monétaire. Elle a intervenu sur le marché monétaire afin de fournir la liquidité nécessaire aux banques, qui à leur tour, sont tenues d'assurer le financement de l'économie surtout durant cette période difficile marquée par la persistance des déficits jumeaux et la préférence pour le cash. Ceci a permis à la BCT de neutraliser la pression sur la liquidité bancaire et à faire face aux fluctuations du taux de marché monétaire afin de le rapprocher du taux directeur. Dans ce cadre le TMM a évolué tout au long de l'année 2016, sans dépasser le maximum de 4.33% ni descendre sous le minimum de 4.20%.

Contrairement à l'année 2016, la BCT a durci sa politique monétaire suite à la résurgence des pressions inflationnistes en 2017. Ce trend haussier de l'inflation a conduit la BCT à relever à deux reprises son taux directeur pour le ramener à 4.75 en avril 2016 et à 5% en mai 2016. Cette décision a été complétée par le recours de la BCT au resserrement quantitatif. Ce resserrement a été traduit par le plafonnement du volume des opérations principales de refinancement, depuis juillet 2017, pour le porter à 7.000 MDT afin d'inciter les banques à gérer à leur propre initiative leurs ressources. Cette intervention a engendré un

PARTIE II : EVALUATION ECONOMETRIQUE DE L'EFFICACITE DU CANAL DU TAUX D'INTERET DANS LA TRANSMISSION DE LA POLITIQUE MONETAIRE : CAS DE LA TUNISIE

recours massif des banques aux facilités de prêt à 24 H et une orientation à la hausse du TMM rapprochant ainsi le plafond du corridor. Ce resserrement monétaire s'est poursuivi en 2018 du fait que les déterminants de l'inflation ont été très actifs et le déficit budgétaire a aggravé la situation économique et monétaire du pays. Ce déficit a pesé fortement sur l'indice des prix à la consommation suite au relèvement des taux d'imposition par le ministère des finances. Ce fléchissement des pressions inflationnistes a poussé la BCT à maintenir le plafonnement sur les opérations de refinancement des banques et à élargir le corridor à 200 points de base. Cette augmentation a été considérée par les agents économiques comme un signal précurseur d'une augmentation du taux directeur.

A cet effet, un premier relèvement du taux directeur de 75 points de base a été concrétisé en mars 2018 et une deuxième hausse de 100 points de base a été concrétisée en juin 2018 le portant à 6.75%. Dans ce cadre, les autorités monétaires ont essayé de maintenir le TMM au-dessus du taux directeur. Ce dernier s'est élevé deux fois pour atteindre 6.04% en 2018 et 6.72% en juin 2018 pour se stabiliser à 7.25% durant la deuxième moitié de l'année 2018.

Suite à la persistance des pressions inflationnistes, la BCT a décidé de consolider l'orientation de sa politique monétaire restrictive en 2019. Pour ce faire, elle a relevé en février 2019 son taux directeur à 7.75%. Ainsi, le TMM s'est passé à 7.90% en mars 2019 contre 7.24% fin 2018 et il s'est stabilisé à 7.82% tout au long de la période restante de l'année 2019. Avec l'apparition de la pandémie « **COVID-19** », les conditions macroéconomiques ont été défavorables en Tunisie. Suite à cette situation, la BCT a réduit son taux directeur de 100 points de base en mars 2020 et a lancé une nouvelle opération de refinancement à 1 mois.

Egalement, en septembre 2020, la BCT a renforcé sa stratégie par une deuxième baisse du taux directeur de 50 points de base pour le ramener à 6.25%. Cet assouplissement monétaire a entraîné une baisse du TMM pour atteindre 6.12% en décembre 2020. En 2021, l'inflation repart à la hausse pour atteindre 5.7%. Suite à cette légère reprise, la Banque Centrale de Tunisie a adopté une politique de stabilisation en adéquation avec la politique économique du gouvernement et elle a décidé de maintenir son taux d'intérêt directeur inchangé.

En juin 2022, la BCT a annoncé une augmentation du taux d'intérêt directeur de 75 points de base puis de 0,25 pour se stabiliser à 7,25% en octobre 2022 suite à une évolution à la hausse de l'inflation atteignant un niveau précaire (8.1%). Ainsi, fin décembre 2022, la BCT

**PARTIE II : EVALUATION ECONOMETRIQUE DE L'EFFICACITE DU CANAL
DU TAUX D'INTERET DANS LA TRANSMISSION DE LA POLITIQUE
MONETAIRE : CAS DE LA TUNISIE**

a examiné les dernières évolutions économiques et financières et a décidé de relever le taux directeur de 75 points de base, le ramenant à 8%.

En ce qui concerne la marge bénéficiaire, nous constatons d'après le graphique ci-dessus, que quel que soit le niveau du taux directeur (haut/bas), la marge d'intérêt des banques commerciales tunisiennes est paradoxalement fixe. Elle varie entre 2.5% et 3% selon une simulation personnelle couvrant la période 2000-2022 avec une fréquence semestrielle. Néanmoins, cette marge doit être en réalité proportionnelle au taux directeur, ce qui n'est pas le cas pour le secteur bancaire tunisien.

2. Présentation de la méthodologie économétrique d'estimation

Le « **Pass-Through** » de l'instrument de politique monétaire sur les taux débiteurs des banques a été analysé, dans la majorité des études empiriques, à l'aide du modèle ARDL. A cet effet, pour mener à bien ce travail, nous analysons le « **Pass-Through** » du taux du marché monétaire sur les taux débiteurs des banques tunisiennes, en faisons recours à la modélisation ARDL.

2.1. Présentation de la modélisation ARDL

Les modèles ARDL « AutoRegressive Distributed Lag » ou modèle autorégressif à retards échelonnés combine les particularités des modèles autorégressifs (AR) et celles des modèles à retards échelonnés (DL) différenciant entre les effets de court terme et ceux de long terme. Contrairement aux modèles non dynamiques, les modèles ARDL présentent la particularité de traiter la dynamique temporelle dans l'explication d'une série chronologique.

La forme générale du modèle ARDL se présente comme suit :

$$i_t^r = \theta_0 + \gamma_1 i_{t-1}^r + \dots + \gamma_n i_{t-n}^r + \beta_0 i_{t-0}^{TMM} + \dots + \beta_k i_{t-k}^{TMM} + \varepsilon_t \quad (10)$$

Ou encore

$$i_t^r = \theta_0 + \sum_{j=1}^n \gamma_j i_{t-j}^r + \sum_{k=0}^n \beta_k i_{t-k}^{TMM} + \lambda i_{t-1}^r + \theta_1 i_{t-1}^{TMM} + \varepsilon_t \quad (11)$$

**PARTIE II : EVALUATION ECONOMETRIQUE DE L'EFFICACITE DU CANAL
DU TAUX D'INTERET DANS LA TRANSMISSION DE LA POLITIQUE
MONETAIRE : CAS DE LA TUNISIE**

Avec $\varepsilon_t \sim iid(0, \sigma)$: terme d'erreur ; « B » : effet à court terme de i^{TMMt} sur i^r . Si l'on considère la relation de long terme ou d'équilibre suivante « $i^r = k + \lambda i^{TMMt} + u$ », l'on peut calculer l'effet à long terme de i^{TMMt} sur i^r (soit « λ ») comme suit :

$$\lambda = \frac{\sum bj}{(1-\sum ai)} \quad (12)$$

A cet effet, les modèles dynamiques permettent de capter la dynamique de court terme et celle de long terme d'une ou de plusieurs variables explicatives sur une variable à expliquer. Ainsi, l'étude de la dynamique de court terme et de long terme suppose que les séries temporelles sous étude sont cointégrées, permettant ainsi l'estimation d'un modèle à correction d'erreur/MCE. Dans ce qui suit, nous présentons la spécification du modèle d'estimation issue de la forme générale du modèle ARDL.

2.2. Présentation théorique de la spécification du modèle d'estimation issue de la forme générale du modèle ARDL

La spécification du modèle d'estimation issue de la forme générale du modèle ARDL se présente comme suit :

$$\Delta i_t^r = \theta_0 + \sum_{j=1}^n \gamma_j \Delta i_{t-j}^r + \sum_{k=0}^n \beta_k \Delta i_{t-k}^{TMM} + \lambda i_{t-1}^r + \theta_1 i_{t-1}^{TMM} + \varepsilon_t \quad (13)$$

Avec : Δ : opérateur de différence première ; θ_0 : constante ; γ_j : dynamique de court terme ; β_k : dynamique de long terme. Le nombre de retards « j » et « k » peuvent être déterminés sur la base des critères d'information.

Cette équation peut être ré-estimée de manière à faire apparaître le terme de la force du retour à l'équilibre sous la forme d'un modèle de correction d'erreur (ECM) :

$$\Delta i_t^r = \sum_{j=1}^{j=n} \gamma_j \Delta i_{t-j}^r + \sum_{k=0}^{k=n} \beta_k \Delta i_{t-k}^{TMM} + \lambda (i_{t-1}^r - \alpha_0 - \alpha_1 i_{t-1}^{TMM}) + \varepsilon_t \quad (14)$$

Avant de procéder à l'estimation de la dynamique de court terme et de long terme des variables étudiées, il est nécessaire de tester la stabilité du modèle ARDL. Pour ce faire, nous faisons recours au test de CUSUM.

PARTIE II : EVALUATION ECONOMETRIQUE DE L'EFFICACITE DU CANAL DU TAUX D'INTERET DANS LA TRANSMISSION DE LA POLITIQUE MONETAIRE : CAS DE LA TUNISIE

2.3. Présentation du test de validité du modèle

Le test **CUSUM** constitue un outil statistique utilisé pour tester la validité du modèle d'estimation adopté. Ce test qui est fondé sur la dynamique de l'erreur de prévision, permet de détecter les instabilités structurelles des équations de régression au cours du temps. Ainsi, le test CUSUM suppose que le modèle est stable lorsque la courbe ne coupe pas le corridor. Dans le cas contraire, le modèle est supposé instable. De même, ce test nous permet d'analyser le degré de robustesse des résidus, en faisant recours aux différents tests notamment :

- **Le test de Breusch-Godfrey** : ce test permet de détecter s'il existe un problème d'autocorrélation entre les résidus des variables étudiées ;
- **Le test de Harvey** : ce test permet de détecter l'existence d'un problème d'hétéroscédasticité entre les résidus des variables du modèle ;
- **Le test de Jarque-Bera** : ce test permet de nous renseigner sur la normalité des résidus de la distribution.

III. Evolution des variables, matrice de corrélation et analyse des statistiques descriptives

1. Evolution des taux débiteurs et du TMM en Tunisie

Le graphique présenté dans l'**annexe A.2**, illustre l'évolution des variables étudiées dans le temps. En effet, l'allure des taux des crédits accordés par les banques coïncide avec celle du TMM, ce qui démontre la forte indexation des taux débiteurs sur le TMM (**WROBEL, PRZYSTUPA, JARDAK et MAKNI, 2014**). Le décalage entre l'allure des taux débiteurs et celle du TMM n'est autre que la marge bénéficiaire appliquée par les banques sur les crédits consentis. Pareillement, ce graphique démontre une certaine relation positive entre les taux débiteurs et le TMM. Ainsi, un accroissement du TMM se traduit par une augmentation des taux débiteurs et vice versa.

2. Présentation de la matrice de corrélation entre les variables

La matrice de corrélation de Pearson présentée dans l'**annexe A.3** montre qu'il existe une relation entre toutes les variables de l'étude. En effet, tous les coefficients de corrélation sont positifs et prouvent l'existence d'une forte relation positive entre ces variables.

Dans ce cadre, nous nous intéressons particulièrement à la corrélation entre le TMM et les TEG relatifs à chaque catégorie de crédit. Les résultats permettent de constater que :

PARTIE II : EVALUATION ECONOMETRIQUE DE L'EFFICACITE DU CANAL DU TAUX D'INTERET DANS LA TRANSMISSION DE LA POLITIQUE MONETAIRE : CAS DE LA TUNISIE

- Il existe une forte relation positive entre le TMM et le TEG des crédits à la consommation et les crédits d'habitats dont les coefficients s'élèvent respectivement à 0.8275 et 0.9489. Ce constat démontre la forte sensibilité des conditions d'octroi des crédits à la consommation et des crédits d'Habitat à une variation de l'instrument de politique monétaire en Tunisie. Ainsi, la matrice de corrélation de Pearson montre que le coefficient de corrélation entre le TMM et le TEG des crédits d'habitat est **plus fort** que le coefficient de corrélation entre le TMM et le TEG des crédits à la consommation. Ce résultat est relativement vrai dans la mesure où les taux appliqués sur les crédits à la consommation sont **moins sensibles** à une variation du TMM. Cette inertie relative aux taux débiteurs des crédits à la consommation face à une variation du TMM peut être expliquée par un risque **moins important** encouru par la banque sur cette catégorie de crédits. De même, cette inertie peut être expliquée par la fixation d'une marge assez confortable pour les crédits à la consommation réduisant, ainsi, la corrélation de ce TEG suite à une variation de l'instrument de politique monétaire. Cette marge permet à la banque de préserver une certaine compétitivité dans le secteur bancaire tunisien ;
- Il existe une forte corrélation positive entre le TMM et les différentes catégories de crédits notamment les crédits CT, MT et LT. Ces corrélations s'élèvent à 0.9520 pour les crédits à CT, 0.9505 pour les crédits à MT et 0.8466 pour les crédits à LT. En effet, le coefficient de corrélation entre le TMM et le TEG des crédits à LT est inférieur aux autres coefficients. Ce résultat justifie la forte sensibilité des crédits de à court et à moyen terme par rapport aux crédits de long terme suite à une variation du TMM. A cet effet, le taux débiteur des crédits à long terme semble être moins sensible à une variation du TMM. Dans ce cadre, la circulaire n° 87-47 **relative aux conditions et aux modalités d'octroi des crédits** prévoit que les crédits de long terme dont la durée dépasse 15 ans doivent être assortis d'un taux fixe. Ainsi, le fait que le taux est fixe ne signifie pas qu'il est insensible aux variations du TMM. Ce constat montre que les banques, lors de la fixation des taux des crédits à long terme, prennent en considération plusieurs facteurs, autres que, la structure par terme des taux d'intérêt.

3. Analyse des statistiques descriptives

Le résultat des statistiques descriptives présenté dans l'**annexe A.4** révèle que le TMM a atteint une moyenne de **5.29%** avec un minimum de **3.49%** et un maximum de **7.81%**. Cette variable trouve son niveau minimum à fin **2011**, une année révolutionnaire, ce qui dénote

PARTIE II : EVALUATION ECONOMETRIQUE DE L'EFFICACITE DU CANAL DU TAUX D'INTERET DANS LA TRANSMISSION DE LA POLITIQUE MONETAIRE : CAS DE LA TUNISIE

l'orientation des autorités monétaires vers une politique monétaire accommodante stimulant ainsi la croissance économique en Tunisie. De même, le TMM a atteint son plus haut niveau de **7.82%** pendant le premier trimestre de **2022** et ce afin de contrecarrer les pressions inflationnistes et d'assurer la stabilité des prix. Ces mesures s'inscrivent dans le cadre de mise en œuvre d'une politique monétaire proactive faisant recours à un dispositif d'analyse et de prévision mise en place par la BCT, leur permet de lutter contre les risques inhérents à la stabilité des prix avant de prendre toute décision d'orientation de la politique monétaire.

En ce qui concerne le TEG, nous constatons que les taux débiteurs appliqués par les banques au titre des crédits accordés aux clients varient au moyenne entre **7.72% et 9.81%**. Cette dispersion peut être expliquée par l'existence des disparités entre les différentes catégories de crédits. De même, elle peut être expliquée par l'hétérogénéité dans les comportements des banques lors de la fixation de leurs taux débiteurs. Egalement, l'analyse des statistiques descriptives permet de constater que les TEG relatifs aux différentes formes de crédits ont atteint un minimum qui varie entre **5.86% et 7.35%** sur la période **2000-2022**. Ce niveau minimum est expliqué par une baisse de l'instrument de politique monétaire durant cette période. Dans ce contexte, nous constatons que le rythme de variation des taux débiteurs coïncide avec le rythme de variation du TMM durant la même période ce qui confirme la norme d'indexation des taux des crédits sur le TMM dans le contexte tunisien (**WROBEL, PRZYSTUPA, JARDAK et MAKNI, 2014**).

IV. Présentation des tests préalables à l'estimation du modèle

1. Etude de la stationnarité des variables

Avant de passer à l'estimation du « **Pass-Through** » du taux du marché monétaire sur les taux débiteurs, il est important d'examiner l'évolution des variables tant en niveau qu'en différence première. Ainsi, l'observation de l'évolution des variables durant la période 2000-2022, nous a permis de constater une certaine volatilité. Cette constatation nous amène à avancer a priori la non-stationnarité de ces variables. De ce fait, nous testons dans un premier temps, la stationnarité des variables en faisant recours au test de racine unitaire de Dickey Fuller augmenté (ADF). Ce test permet de déterminer l'ordre d'intégration des variables évitant ainsi les problèmes de régressions fallacieuses.

**PARTIE II : EVALUATION ECONOMETRIQUE DE L'EFFICACITE DU CANAL
DU TAUX D'INTERET DANS LA TRANSMISSION DE LA POLITIQUE
MONETAIRE : CAS DE LA TUNISIE**

1.1. Présentation du test de Dickey Fuller augmenté (ADF)

L'équation de ce test se présente comme suit :

$$\Delta X_{i,t} = \alpha X_{i,t-1} + \sum_{k=1}^5 \omega_{i,k} \Delta X_{i,t-k} + \varepsilon_{k,t} \quad (15)$$

Avec : **H0** : variable non stationnaire ; **H1** : variable stationnaire

Le test ADF se définit sous trois hypothèses alternatives à savoir : test sans constante, ni tendance, test avec constante seulement et test avec constante et tendance. Ainsi, une série chronologique est dite stationnaire lorsqu'elle ne comporte ni saisonnalité, ni tendance. De même, il est à noter que :

- Lorsque la série est stationnaire en niveau, elle est dite intégrée d'ordre (0) ;
- Lorsque la série est stationnaire en différence première, elle est dite intégrée d'ordre (1).

1.2. Présentation du résultat du test de Dickey Fuller augmenté (ADF)

Le résultat du test ADF présenté dans l'**annexe A.5**, confirme notre opinion préliminaire relative à la stationnarité des variables. En effet, ce test montre que toutes les variables sont non stationnaires en niveau (**P-Value > 5%**), mais stationnaires en différence première (**p-value < 5%**). Cette transformation garantit une certaine harmonisation entre les différents segments non similaires. Par conséquent, toutes les variables du modèle sont devenues stationnaires et leur estimation est devenu possible. De même, économiquement, ce résultat est attendu et il a été confirmé dans la revue de littérature empirique, présentée dans la première partie. Le tableau ci-dessous récapitule le résultat du test ADF :

Tableau 06 : Résultat du test ADF

| Variables | P-Value | | | | | | Ordre d'intégration |
|---------------------|-----------|-----------------------|--------|------------------------|-----------------------|--------|---------------------|
| | En niveau | | | En différence première | | | |
| | Constante | Constante et tendance | Néant | Constante | Constante et tendance | Néant | |
| Cred_CONS | 0.2752 | 0.6565 | 0.5537 | 0.0195 | 0.0113 | 0.0012 | I(1) |
| Cred_HABITAT | 0.2853 | 0.5921 | 0.6300 | 0.0023 | 0.0112 | 0.0001 | I(1) |
| Cred_CT | 0.2508 | 0.5357 | 0.5660 | 0.0118 | 0.0389 | 0.0007 | I(1) |
| Cred_MT | 0.4685 | 0.7498 | 0.6788 | 0.0035 | 0.0128 | 0.0002 | I(1) |
| Cred_LT | 0.3543 | 0.7637 | 0.4519 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | I(1) |

**PARTIE II : EVALUATION ECONOMETRIQUE DE L'EFFICACITE DU CANAL
DU TAUX D'INTERET DANS LA TRANSMISSION DE LA POLITIQUE
MONETAIRE : CAS DE LA TUNISIE**

| | | | | | | | |
|------------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|-------------|
| TMM | 0.1802 | 0.3400 | 0.5718 | 0.0059 | 0.0251 | 0.0003 | I(1) |
|------------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|-------------|

Source : Auteur & calculs sur Eviews

Le résultat du test rejette l'hypothèse nulle d'absence de cointégration au niveau de confiance de 1%. De ce fait, le test ADF, a démontré que toutes les variables sont intégrées d'ordre (I) en différence première. Ce résultat justifie l'existence d'une relation d'équilibre entre les taux débiteurs appliqués par les banques tunisiennes et l'instrument de politique monétaire. Ainsi, le recours au test de causalité de Granger au sens de **Toda-Yamamoto** est devenu possible. Ce test permet de vérifier l'existence d'une certaine causalité entre les différentes variables de l'étude.

2. Etude de la causalité entre les variables

2.1. Présentation du test de causalité de Granger au sens de Toda-Yamamoto

Toda et Yamamoto (1995) ont proposé d'estimer un modèle VAR afin de tester la causalité entre les variables tout en supposant qu'il existe une potentielle cointégration entre les séries intégrées dans le modèle sans l'étudier explicitement. Pour ce faire, **Toda et Yamamoto (1995)** ont montré qu'il faut, trouver l'ordre d'intégration maximale des séries sous études (d_{max}) en recourant aux tests de stationnarité, déterminer le nombre de retard optimal du modèle VAR en niveau d'ordre (k) et estimer un modèle VAR en niveau augmenté d'ordre $p = K + d_{max}$.

2.2. Présentation du résultat du test de Toda-Yamamoto

Le résultat du test de causalité de Granger au sens de Toda-Yamamoto présenté dans **l'annexe A.6** prouve qu'il existe une relation de causalité entre les variables étudiées. D'après ce test nous pouvons conclure qu'il existe :

- Une **relation de causalité unidirectionnelle** tant entre le TMM et les taux des crédits à la consommation (Prob de Chi-2 = 0.0031 < 5%) qu'entre le TMM et les taux des crédits d'habitat (Prob de Chi-2 = 0.0000 < 5%). Par conséquent, nous acceptons l'hypothèse H1 de présence de causalité entre ces deux variables avec le TMM. Ce résultat confirme que le taux des crédits à la consommation, facturé par les banques tunisiennes est causé par le TMM. De même, cette relation de causalité montre que le TMM est un facteur déterminant dans la fixation des taux des crédits d'habitat par les banques tunisiennes ;

**PARTIE II : EVALUATION ECONOMETRIQUE DE L'EFFICACITE DU CANAL
DU TAUX D'INTERET DANS LA TRANSMISSION DE LA POLITIQUE
MONETAIRE : CAS DE LA TUNISIE**

- Une **relation de causalité unidirectionnelle** entre : le TMM et taux des crédits à CT (Prob de Chi-2 = 0.0016 < 5%) ; le TMM et taux des crédits à MT (Prob de Chi-2 = 0.0109 < 5%), le TMM et taux des crédits à LT (Prob de Chi-2 = 0.0006 < 5%). Ainsi, nous acceptons l'hypothèse H1 de présence de causalité entre ces variables avec le TMM. Cette relation de causalité montre bel et bien que le TMM est un facteur déterminant dans la stratégie de tarification des crédits CMLT accordés par les banques tunisiennes. Plus particulièrement, nous pouvons conclure que la fixation des taux des crédits à CT, à MT et à LT dépend fortement du niveau du TMM durant la période 2000-2022.

Après avoir tester la stationnarité et la causalité des variables, nous passons à l'analyse de la cointégration entre le TMM et les TEG sous les différentes formes de crédit. Pour ce faire, il faut déterminer, dans un premier lieu, le nombre de retard optimal du modèle ARDL.

3. Détermination du nombre de retard optimal

Dans les modèles dynamiques, avant de vérifier l'existence d'une relation de cointégration entre les variables, la détermination du décalage optimal (p^* ou q^*) est une étape primordiale permettant de déterminer le modèle qui offre la valeur minimale. Ce modèle permet d'éviter tous les problèmes relatifs aux termes d'erreur à savoir : l'hétéroscédasticité, l'autocorrélation et la normalité des résidus. En effet, dans la revue de littérature empirique, la détermination du nombre de retard optimal repose sur l'un des critères d'information les plus couramment utilisé savoir : AIC, SIC et HQ. Par conséquent, en se basant sur ces critères, nous avons identifié dans le tableau ci-après, le nombre de retards optimal des modèles ARDL à estimer (**voir annexe A.7**).

Tableau 07 : détermination du lag optimal

| Model | LogL | AIC | BIC | HQ | Adj. R-sq | Spécification |
|---|-------|-------|-------|-------|-----------|-------------------|
| Relation crédit consommation-TMM | 21.90 | -0.74 | -0.49 | -0.65 | 0.98 | ARDL(2, 1) |
| Relation Crédit HABITAT-TMM | 23.89 | -0.83 | -0.59 | -0.74 | 0.98 | ARDL(2, 2) |
| Relation CT-TMM | 42.97 | -1.72 | -1.47 | -1.63 | 0.99 | ARDL(1, 1) |
| Relation MT-TMM | 21.67 | -0.73 | -0.48 | -0.64 | 0.98 | ARDL(1, 1) |
| Relation LT-TMM | 0.84 | 0.24 | 0.49 | 0.33 | 0.95 | ARDL(2, 3) |

Source : Auteur & calculs sur Eviews

L'estimation du modèle ARDL optimal se fait compte tenu de la détermination du nombre de retards optimal. Ainsi, ce dernier sera détecté sur la base des critères d'informations AIC, SIC et HQ fortement mentionnés dans la revue de littérature empirique.

PARTIE II : EVALUATION ECONOMETRIQUE DE L'EFFICACITE DU CANAL DU TAUX D'INTERET DANS LA TRANSMISSION DE LA POLITIQUE MONETAIRE : CAS DE LA TUNISIE

Après avoir déterminé le nombre de retard optimal relatif à chaque relation à estimer, nous pouvons faire recours au test de cointégration de **Pesaran et al. (2001)** ou **ARDL « approach to cointegrating »** afin de vérifier l'existence d'une relation de cointégration entre le TMM et le TEG spécifique à chaque catégorie de crédit.

4. Test de cointégration de Pesaran et al. (2001) ou ARDL « approach to cointegrating »

Avant d'entamer l'estimation du modèle ARDL, il est important de tester l'existence d'une relation de cointégration entre les variables du modèle. En effet, la cointégration entre deux séries présuppose qu'il existe, à long terme, une ou plusieurs relations d'équilibre entre les variables. Dans notre cas, ce test présuppose qu'il existe, à long terme, une relation de cointégration entre le TMM et les TEG des différentes typologies de crédits.

4.1. Présentation de l'approche du test de cointégration aux bornes

Les relations de cointégration de long terme peuvent être combinées avec les dynamiques de court terme de ces séries dans un modèle à correction d'erreurs qui prend la forme suivante :

$$\Delta Y_t = AY_{t-1} + \sum B_i \Delta Y_{t-i} + U_t \quad (16)$$

Avec : ΔY_t = vecteur de variables stationnaires ; B_i = matrice dont les éléments sont des paramètres associés à ΔY_{t-i} ; A = matrice de même dimension que ΔY_t (où $r(A)$ = nombre de relations de cointégration) ; Δ = opérateur de différence première.

Pour mener à bien ce travail, deux étapes importantes et complémentaires s'imposent. Il y a lieu de déterminer, dans un premier lieu, le nombre de décalage optimal et tester, dans un deuxième lieu, la cointégration des variables en recourant au test de Fisher. Ce test montre qu'il existe une relation de cointégration lorsque selon $H_0 : \lambda_1 = \lambda_2 = 0$. Dans le cas échéant, le test signale l'absence d'une relation de cointégration entre les variables du modèle à long terme. Ainsi, la procédure du test consiste à comparer les valeurs de Fisher obtenues aux valeurs critiques/bornes **I (0)** et **I (1)** simulées pour plusieurs cas et différents seuils par **Pesaran et al.**

**PARTIE II : EVALUATION ECONOMETRIQUE DE L'EFFICACITE DU CANAL
DU TAUX D'INTERET DANS LA TRANSMISSION DE LA POLITIQUE
MONETAIRE : CAS DE LA TUNISIE**

4.2. Présentation du résultat du test de cointégration aux bornes

Après avoir déterminé le nombre de retard optimal pour chaque catégorie de crédit, nous avons eu recours au test de cointégration aux bornes. Nous présentons dans l'**annexe A.8** le résultat de « Bounds test » de toutes les relations de l'estimation, fondé sur les statistiques de Fisher. Ainsi, ce test montre que les F-statistique de toutes les relations sont largement supérieurs aux deux bornes I (0) et I (1). Par conséquent, nous constatons qu'il existe une relation de cointégration entre les variables de l'étude avec le TMM. Ce résultat nous permet d'estimer des relations de long terme entre les TEG par catégorie de crédit et le TMM.

V. Présentation de la spécification du modèle issue de la forme générale du modèle ARDL

Après avoir vérifié la stationnarité des variables, déterminé le sens de causalité et prouvé l'existence d'une relation de cointégration entre les variables, nous présentons dans la présente partie les spécifications du modèle ARDL pour chacune des relations de l'étude. Ainsi, il est nécessaire de clarifier que nous analysons le « **Pass-Through** » du taux de marché monétaire sur les taux débiteurs pour cinq catégories de crédits à savoir : crédits à la consommation, crédits d'habitat, crédits à CT, crédits à MT et crédits à LT.

A cet effet, il est à noter que la forme générale du modèle ARDL (10) peut être transformée en un modèle à correction d'erreur ECM susceptible de distinguer entre la dynamique de court terme, la dynamique de long terme et la force de rappel ou la vitesse de retour à l'équilibre. La spécification ECM issue de la forme générale du modèle ARDL fera l'objet de la présente partie.

1. Spécification ARDL de la relation entre le TEG des crédits à la consommation et le TMM

Le modèle de correction d'erreur (ECM) issu de la modélisation ARDL adopté dans l'analyse de la relation de cointégration entre le taux des crédits à la consommation et le TMM est exprimé par l'équation suivante :

$$\Delta i^{TEGCons}_t = \sum_{j=1}^{j=n} \gamma_j \Delta i^{TEGCons}_{t-j} + \sum_{k=0}^{k=n} \beta_k \Delta i^{TMM}_{t-k} + \lambda (i^{TEGCons}_{t-1} - \alpha_0 - \alpha_1 i^{TMM}_{t-1}) + \varepsilon_{tCons} \quad (17)$$

**PARTIE II : EVALUATION ECONOMETRIQUE DE L'EFFICACITE DU CANAL
DU TAUX D'INTERET DANS LA TRANSMISSION DE LA POLITIQUE
MONETAIRE : CAS DE LA TUNISIE**

2. Spécification ARDL de la relation entre le TEG des crédits d'habitat et le TMM

Quant aux crédits d'habitat, le modèle de correction d'erreur (ECM) issu de la modélisation ARDL adopté dans l'analyse de la relation de cointégration entre le taux appliqué à cette forme de crédit et le TMM est exprimé par l'équation suivante :

$$\Delta i^{TEGHab}_t = \sum_{j=1}^{j=n} \gamma_j \Delta i^{TEGHab}_{t-j} + \sum_{k=0}^{k=n} \beta_k \Delta i^{TMM}_{t-k} + \lambda(i^{TEGHab}_{t-1} - \alpha_0 - \alpha_1 i^{TMM}_{t-1}) + \varepsilon_{tH} \quad (18)$$

3. Spécification ARDL de la relation entre le TEG des crédits à CT et le TMM

En ce qui concerne les crédits à CT, le modèle de correction d'erreur (ECM) issu de la modélisation ARDL adopté dans l'analyse de la relation de cointégration entre le taux des crédits à CT et le TMM est exprimé par l'équation suivante :

$$\Delta i^{TEGCT}_t = \sum_{j=1}^{j=n} \gamma_j \Delta i^{TEGCT}_{t-j} + \sum_{k=0}^{k=n} \beta_k \Delta i^{TMM}_{t-k} + \lambda(i^{TEGCT}_{t-1} - \alpha_0 - \alpha_1 i^{TMM}_{t-1}) + \varepsilon_{tCT} \quad (19)$$

4. Spécification ARDL de la relation entre le TEG des crédits à MT et le TMM

Par rapport aux crédits à MT, le modèle de correction d'erreur (ECM) issu de la modélisation ARDL adopté dans l'analyse de la relation de cointégration entre le taux des crédits à MT et le TMM est exprimé par l'équation suivante :

$$\Delta i^{TEGMT}_t = \sum_{j=1}^{j=n} \gamma_j \Delta i^{TEGMT}_{t-j} + \sum_{k=0}^{k=n} \beta_k \Delta i^{TMM}_{t-k} + \lambda(i^{TEGMT}_{t-1} - \alpha_0 - \alpha_1 i^{TMM}_{t-1}) + \varepsilon_{tMT} \quad (20)$$

5. Spécification ARDL de la relation entre le TEG des crédits à LT et le TMM

Finalement, le modèle de correction d'erreur (ECM) issu de la modélisation ARDL adopté dans l'analyse de la relation de cointégration entre le taux des crédits à LT et le TMM est exprimé par l'équation suivante :

$$\Delta i^{TEGLT}_t = \sum_{j=1}^{j=n} \gamma_j \Delta i^{TEGLT}_{t-j} + \sum_{k=0}^{k=n} \beta_k \Delta i^{TMM}_{t-k} + \lambda(i^{TEGLT}_{t-1} - \alpha_0 - \alpha_1 i^{TMM}_{t-1}) + \varepsilon_{tLT} \quad (21)$$

**PARTIE II : EVALUATION ECONOMETRIQUE DE L'EFFICACITE DU CANAL
DU TAUX D'INTERET DANS LA TRANSMISSION DE LA POLITIQUE
MONETAIRE : CAS DE LA TUNISIE**

VI. Présentation des résultats de l'estimation du modèle ARDL et interprétations économiques

1. Présentation du résultat du modèle ARDL Optimal

Le modèle ARDL optimal offre des résultats statistiquement significatifs obtenues en minimisant les critères d'information choisis : AIC, SIC et HQ. En effet, le résultat de l'estimation de ce modèle se présente dans **l'annexe A.9**.

Après avoir estimé le modèle ARDL optimal sous sa forme générale, nous présentons dans ce qui suit les dynamiques de court terme et de long terme des TEG relatifs à chaque catégorie de crédit avec le TMM ainsi que la force de rappel ou mécanisme à correction d'erreur.

2. Présentation de la dynamique de court terme et du mécanisme à correction d'erreur

2.1. Présentation de la dynamique de court terme issue du modèle ARDL

La dynamique de court terme issue de la modélisation ARDL se présente comme suit :

Tableau 08 : présentation de la dynamique de court terme des variables

| | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|---|--------------------|-------------------|--------------------|---------------|
| Taux des crédits à la consommation-TMM** | 0.317918 | 0.061847 | 5.140415 | 0.0000 |
| Taux des crédits d'habitat-TMM** | 0.543419 | 0.041093 | 13.22428 | 0.0000 |
| Taux des crédits à court terme-TMM | 0.689612 | 0.039623 | 17.40418 | 0.0000 |
| Taux des crédits à moyen terme-TMM | 0.662384 | 0.059278 | 11.17426 | 0.0000 |
| Taux des crédits à long terme-TMM | 0.529177 | 0.068572 | 7.717073 | 0.0000 |

Source : Auteur & calculs sur Eviews

** Variable interprété comme étant $TMM = TMM(-1) + D(TMM)$

D'après les résultats présentés dans le tableau ci-dessus, nous constatons que le taux du marché monétaire exerce un effet positif sur les taux débiteurs des crédits bancaires en l'occurrence : crédits à la consommation, crédits d'habitat, crédits à CT, crédit à MT et crédits à LT. Lequel effet s'avère moins que proportionnel à court terme pour toutes les catégories des crédits. De ce fait, quand le TMM s'accroît de 1%, les taux débiteurs des crédits à la consommation et d'habitat subissent une évolution haussière respectivement de 0.53% et 0.54%.

**PARTIE II : EVALUATION ECONOMETRIQUE DE L'EFFICACITE DU CANAL
DU TAUX D'INTERET DANS LA TRANSMISSION DE LA POLITIQUE
MONETAIRE : CAS DE LA TUNISIE**

En ce qui concerne les crédits à CT, cet accroissement de 1% du TMM amène le taux débiteur, de cette catégorie de crédit, à une hausse de 0.69%. Pour les crédits à MT, l'effet instantané d'une augmentation de 1% du TMM entrainera une hausse de 0.66% du taux débiteur relatif à cette forme de crédit. Quant aux crédits à LT, le taux des crédits à LT s'accroît de 0.53% suite à une montée du TMM de 1%.

2.2. Présentation du mécanisme à correction d'erreur issu du modèle ARDL

Après avoir estimé la relation de court terme entre le TMM et les taux débiteurs des crédits bancaires, nous déterminons, par la suite, le mécanisme à correction d'erreur. Ce mécanisme est issu de la forme générale du modèle ARDL. Ainsi, le résultat de l'estimation se présente dans le tableau ci-après :

Tableau 09 : présentation du mécanisme à correction d'erreur

| | Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|---|----------------------|--------------------|-------------------|--------------------|---------------|
| Taux des crédits à la consommation-TMM | Coint Eq(-1)* | -0.242159 | 0.041018 | -5.90372 | 0.0000 |
| Taux des crédits d'habitat-TMM | Coint Eq(-1)* | -0.557203 | 0.040003 | -13.92903 | 0.0000 |
| Taux des crédits à court terme-TMM | Coint Eq(-1)* | -0.326459 | 0.037532 | -8.698082 | 0.0000 |
| Taux des crédits à moyen terme-TMM | Coint Eq(-1)* | -0.367486 | 0.064856 | -5.666156 | 0.0000 |
| Taux des crédits à long terme-TMM | Coint Eq(-1)* | -0.458275 | 0.054101 | -8.47070 | 0.0000 |

Source : Auteur & calculs sur Eviews

Les résultats de l'estimation montrent que la force de rappel ou les coefficients de correction d'erreur sont négatifs, compris entre « zéro et un » en valeur absolue et statistiquement significatifs pour toutes les variables en relation avec le TMM. De ce fait, ces relations montrent qu'il existe un mécanisme à correction d'erreur à court terme. En effet, les estimations du modèle ARDL prouvent que les actions de politique monétaire impactent toutes les catégories des crédits à citer : les crédits à la consommation, les crédits d'habitat, les crédits à court terme, les crédits à moyen terme et les crédits à long terme. Par conséquent, nous constatons que les délais de retour des taux débiteurs vers leurs niveaux d'équilibre de long terme s'avèrent plus ou moins longs pour la majorité des catégories des crédits. Néanmoins, ce rythme de convergence tend à être plus rapide pour les crédits d'habitat et les crédits à long terme.

**PARTIE II : EVALUATION ECONOMETRIQUE DE L'EFFICACITE DU CANAL
DU TAUX D'INTERET DANS LA TRANSMISSION DE LA POLITIQUE
MONETAIRE : CAS DE LA TUNISIE**

De plus, les résultats de l'estimation laissent constater que :

- **En ce qui concerne la relation entre le TMM et le taux des crédits à la consommation**, le coefficient à correction d'erreur s'élève à **-0.242159** reflétant ainsi **une vitesse de retour du TEG à la consommation vers son niveau d'équilibre accepté**. Cette proportion du déséquilibre entre le TEG observé et le TEG d'équilibre sera dans ce cas corrigée en un semestre et l'ajustement total sera presque terminé dans **4 semestres, l'équivalent de deux ans**. A cet effet, la littérature empirique avancée dans la première partie parle d'un ECT compris entre 20% et 40%. Dans ce cadre, **WROBEL, PRZYSTUPA, JARDAK et MAKNI (2014)** ont trouvé un coefficient de transmission du TMM sur les taux des crédits à la consommation de 44%. De ce fait, la force de rappel dégagée de cette estimation est toujours acceptable. Néanmoins, elle peut être améliorée si le travail a été mené sur la base des données mensuelles ou même trimestrielles. Egalement, ce résultat peut être améliorée si le travail a été fondé sur des données réelles au lieu d'utiliser le TEG calculé semestriellement ;
- **En ce qui concerne la relation entre le TMM et le taux des crédits d'habitats**, le coefficient de correction d'erreur s'élève à **-0.557203**. Ce résultat montre que le taux des crédits d'habitat se rétablit vers son niveau d'équilibre avec un rythme modéré et largement accepté par la littérature empirique. Cette proportion reflète que le TEG observé sera corrigé au bout d'un semestre, alors que l'ajustement total sera quasiment terminé **dans environ 11 mois**, ce qui est largement acceptable dans la littérature empirique en Tunisie ;
- **Quant à la relation entre le TMM et le taux des crédits à CT**, le coefficient à correction d'erreur s'élève à **-0.326459** reflétant ainsi une vitesse de retour du TEG à CT vers son niveau d'équilibre accepté et se rapproche du niveau d'équilibre mentionné dans la littérature empirique (**WROBEL, PRZYSTUPA, JARDAK et MAKNI, 2014**). Ces derniers, ont trouvé une force de rappel qui varie entre **43% et 60%** pour ce type de crédit. Ainsi, cette proportion du déséquilibre entre le TEG des crédits à CT observé et celui d'équilibre sera, dans ce cas, corrigée en un semestre et l'ajustement total sera presque terminé dans 3 semestres, l'équivalent **d'un an et demi** ;
- S'agissant de la relation entre le TMM et le taux des crédits à moyen terme, nous constatons que la vitesse d'ajustement du TEG des crédits à MT s'élève à **-0.367486**. Cette proportion reflète un déséquilibre entre le TEG des crédits à MT observé et celui

**PARTIE II : EVALUATION ECONOMETRIQUE DE L'EFFICACITE DU CANAL
DU TAUX D'INTERET DANS LA TRANSMISSION DE LA POLITIQUE
MONETAIRE : CAS DE LA TUNISIE**

d'équilibre qui sera corrigé en un semestre et l'ajustement complet sera quasiment terminé en **moins de 3 semestres** ;

- Finalement, **concernant la relation entre le TMM et le taux des crédits à long terme**, nous constatons que le coefficient d'ajustement du TEG des crédits à LT s'élève à **-0.458275**. Il s'agit d'une proportion de déséquilibre entre le TEG observé et le TEG d'équilibre qui se corrige au bout d'un semestre et l'ajustement global de ce déséquilibre sera terminé dans **un an**. Cette vitesse de retour du TEG à LT vers son niveau d'équilibre est acceptée et elle se rapproche du niveau d'équilibre mentionné dans la littérature empirique en Tunisie (**WROBEL, PRZYSTUPA, JARDAK et MAKNI, 2014**).

Après avoir estimé la dynamique de court terme ainsi que la force de rappel des différentes variables avec le TMM, nous présentons dans ce qui suit le résultat de l'estimation de la dynamique de long terme des variables de l'étude.

3. Présentation de la dynamique de long terme issue du modèle ARDL

Les résultats de l'estimation de la dynamique de long terme de toutes les relations de l'étude, présentés dans **l'annexe A.11**, ont révélé que les taux débiteurs appliqués par les banques tunisiennes sont très réactifs aux impulsions du taux de marché monétaire. Le tableau ci-dessous récapitule ces résultats de la dynamique de long terme des variables étudiées avec une fréquence semestrielle couvrant la période 2000S1-2022S1.

Tableau 10 : présentation de la dynamique de long terme des variables

| | Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--|----------|-------------|------------|-------------|--------|
| Taux des crédits à la consommation-TMM | TMM_SEM | 1.312845 | 0.177498 | 7.396391 | 0.0000 |
| | C | 2.812007 | 0.951150 | 2.956429 | 0.0053 |
| Taux des crédits d'habitat-TMM | TMM_SEM | 0.975262 | 0.046417 | 21.01089 | 0.0000 |
| | C | 3.366009 | 0.249325 | 13.50049 | 0.0000 |
| Taux des crédits à court terme-TMM | TMM_SEM | 1.211843 | 0.056746 | 21.35575 | 0.0000 |
| | C | 1.297094 | 0.303709 | 4.270840 | 0.0001 |
| Taux des crédits à moyen terme-TMM | TMM_SEM | 1.114521 | 0.070559 | 15.79557 | 0.0000 |
| | C | 2.097499 | 0.378832 | 5.536745 | 0.0000 |
| Taux des crédits à long terme-TMM | TMM_SEM | 1.156934 | 0.112866 | 10.25051 | 0.0000 |
| | C | 1.858105 | 0.611108 | 3.040552 | 0.0043 |

Source : Auteur & calculs sur Eviews

En observant la dynamique de long terme entre les différentes variables étudiées avec le TMM, nous constatons que les signes de ces variables correspondent à l'intuition

PARTIE II : EVALUATION ECONOMETRIQUE DE L'EFFICACITE DU CANAL DU TAUX D'INTERET DANS LA TRANSMISSION DE LA POLITIQUE MONETAIRE : CAS DE LA TUNISIE

économique. Ainsi, le tableau ci-dessus montre que les estimations du modèle ARDL ont fait ressortir que le « **Pass-Through** » du taux de marché monétaire sur les taux débiteurs des banques tunisiennes est **relativement plus que complet et unitaire** pour toutes les catégories de crédits à l'exception des crédits Habitat qui est presque complet (**97%**). A cet effet, nous présentons, dans ce qui suit, les relations de long terme estimées, issues de la forme générale du modèle ARDL, spécifique à chaque catégorie de crédit.

3.1. Présentation de la relation de long terme entre le TMM et le TEG des crédits à la consommation

Le résultat de l'estimation de la relation de long terme entre le TMM et le TEG des crédits à la consommation issue du modèle ARDL se présente comme suit :

$$\text{CRED_CONS} = 1.3128 * \text{TMM_SEM} + 2.8120 \quad (22)$$

Ce résultat montre que le coefficient de long terme estimé mesurant l'impact du TMM sur le taux des crédits à la consommation s'élève à **1.31**, un niveau relativement plus que complet du « **Pass-Through** » reflétant ainsi le fort dynamisme du marché des crédits à la consommation en Tunisie. A cet effet, nous constatons qu'une augmentation du TMM de 1% entraîne une hausse du TEG des crédits à la consommation de 1.31%, ce qui laisse présager que les banques tunisiennes changent instantanément les taux d'intérêt débiteurs des crédits à la consommation suite à une décision de politique monétaire. Ce résultat est attendu et est largement accepté dans la littérature empirique en Tunisie. Ainsi, la revue de littérature empirique en Tunisie, montre que le coefficient de LT relatif au taux des crédits à la consommation s'est élevé à **1.07** sur la base des données macro-économiques et **1.3** sur la base des données micro-économiques (**WROBEL, PRZYSTUPA, JARDAK et MAKNI, 2014**) Ce résultat confirme l'estimation du « **Pass-Through** » du taux de marché monétaire sur les taux débiteurs des crédits à la consommation en Tunisie dégagé dans ce cadre d'analyse.

Le terme constant (**2.8120**) présenté dans cette relation (22) reflète la marge bénéficiaire appliquée par les banques sur les crédits à la consommation consentis par les tunisiens. Cette marge est communément appelée dans la littérature théorique et empirique « **mark-up** ». Elle diffère d'une catégorie de crédits à une autre, compte tenu de plusieurs facteurs déterminants à savoir : la concurrence bancaire, le risque attendu, l'élasticité de la demande, les facteurs réglementaires ou la maturité (**De Bondt, 2005**).

**PARTIE II : EVALUATION ECONOMETRIQUE DE L'EFFICACITE DU CANAL
DU TAUX D'INTERET DANS LA TRANSMISSION DE LA POLITIQUE
MONETAIRE : CAS DE LA TUNISIE**

3.2. Présentation de la relation à long terme entre le TMM et le TEG des crédits d'habitat

L'estimation de la relation de long terme entre le TMM et le TEG des crédits d'habitat issue du modèle ARDL se présente comme suit :

$$\text{CRED_HABITAT} = 0.9753 * \text{TMM_SEM} + 3.3660 \quad (23)$$

Quant aux crédits d'habitat, nous constatons que le coefficient de long terme estimé mesurant l'impact du TMM sur ce type de crédits s'est élevé à **0.98**. Il s'agit d'un niveau attendu et le « **Pass-Through** » est jugé dans ce cas presque complet. En effet, ce coefficient justifie une forte répercussion d'une variation du TMM sur le taux des crédits d'habitat par les banques tunisiennes. Ce constat semble être logique du fait que le remboursement de ce type de crédits peut aller jusqu'à 25 ans et que selon la **circulaire n° 87-47 relative aux conditions et aux modalités de crédits**, la rémunération des crédits d'habitat dont la durée dépasse 15 ans est fixe. Cette fixité fait qu'il y a une parfaite indexation du taux des crédits d'habitat sur le TMM au moment de la tarification. Ainsi, la revue de la littérature empirique en Tunisie prévoit un coefficient de long terme de l'ordre de 0.65 au bout d'un trimestre (**WROBEL, PRZYSTUPA, JARDAK et MAKNI, 2014**). Ce résultat confirme l'estimation de la dynamique de long terme relative à ce type de crédits dans ce cadre d'analyse.

Par ailleurs, en comparant la marge bénéficiaire facturée sur les crédits d'habitat (**3.3660**) à celle des crédits à la consommation, nous constatons qu'elle est supérieure à celle appliquée sur les crédits à la consommation (**2.8120**). Ce résultat s'avère logique vu que ce type de crédit est fortement corrélé avec le TMM (coefficient de corrélation s'élève à 0.9489), alors que les taux appliqués sur les crédits à la consommation sont moins sensibles à une variation du TMM. Cette inertie relative aux taux débiteurs des crédits à la consommation peut être expliquée par un risque moins important encouru sur cette catégorie de crédits. De plus, cette divergence au niveau de la marge peut être expliquée par les différences qui existent au niveau des structures financières des banques entraînant, ainsi, une certaine hétérogénéité dans la fixation des taux des crédits. Par conséquent, les banques se permettent de fixer librement la marge d'intérêt relative aux crédits d'habitat. Notons également que la maturité du crédit et le montant peuvent être considéré comme un facteur déterminant dans la fixation de la marge bénéficiaire par les banques. Cette marge élevée, peut être aussi expliquée par le recours excessif des agents économiques tunisiens au financement bancaire en vue d'acquérir un logement (crédit habitat). Ainsi, la dépendance des agents économiques vis-à-vis du

**PARTIE II : EVALUATION ECONOMETRIQUE DE L'EFFICACITE DU CANAL
DU TAUX D'INTERET DANS LA TRANSMISSION DE LA POLITIQUE
MONETAIRE : CAS DE LA TUNISIE**

financement bancaire émane de leurs pouvoirs d'achat limité et par la suite leurs pouvoir de négociation demeurerait faible. A cet égard, la banque pourrait adopter un comportement opportuniste, lors de la relation de financement, rendant la négociation des conditions de crédit tributaire de leur approbation. Egalement, la banque prend en considération, lors de la fixation de la marge, le fait qu'elle soit soumise à une situation d'opportunisme de la part des clients rendant ainsi l'évaluation du risque difficile. Cette situation d'incertitude engendré par l'opportunisme de la part des clients (**Rivaut Danset et Salais, (1992)**) se situe au centre de la relation de financement banque-client et se traduit par un risque de non remboursement de la part du client qui pousse la banque à intégrer ce risque dans la marge bénéficiaire.

3.3. Présentation de la relation de long terme entre le TMM et le TEG des crédits à CT

Le résultat de l'estimation de la relation de long terme entre le TMM et le TEG des crédits à court terme issue du modèle ARDL se présente comme suit :

$$\text{CRED_CT} = 1.2118 * \text{TMM_SEM} + 1.2971 \quad (24)$$

S'agissant des crédits à CT, nous constatons que l'estimation de la relation de long terme entre le taux des crédits à court terme et le TMM donne un coefficient de l'ordre de **1.21** ce qui justifie la forte interaction entre les acteurs du marché bancaire à court terme ainsi que le fort dynamisme de ce marché en Tunisie. A cet effet, nous constatons qu'une augmentation du TMM de 1% entraîne une hausse du TEG des crédits à court terme de 1.21%, ce qui laisse présager que les banques tunisiennes répercutent instantanément toute variation du TMM sur les taux d'intérêt débiteurs des crédits à court terme. Ce coefficient de long terme semble être accepté vu qu'il a été estimé en 2014 entre **1.1 et 1.2** dans la revue de la littérature empirique en Tunisie avancée dans la première partie ayant traité cette problématique (**WROBEL, PRZYSTUPA, JARDAK et MAKNI, 2014**) ;

Quant à la marge relative aux crédits à court terme (**1.2971**), nous constatons qu'elle est inférieure à la marge des crédits à la consommation (**2.8120**) et celle des crédits d'habitat (**3.3660**). En effet, cette marge jugée faible par rapport à d'autres catégories de crédits, peut être justifiée par un fort pouvoir de négociation de la part des clients de la banque pour ce type de crédits. De plus, ces crédits de court terme s'avèrent, pour la banque, moins risqués par rapport à d'autres catégories de crédits et sont assimilés à des crédits « revolving » consentis par les clients tunisiens à des fins particuliers, renouvelés d'une période à une autre. Egalement, la

PARTIE II : EVALUATION ECONOMETRIQUE DE L'EFFICACITE DU CANAL DU TAUX D'INTERET DANS LA TRANSMISSION DE LA POLITIQUE MONETAIRE : CAS DE LA TUNISIE

forte intensité concurrentielle fait que les banques préfèrent fixer une marge faible sur les crédits à court terme qui pourrait fidéliser les clients existants d'une part, et de cibler d'autres nouveaux d'autre part. Dans ce contexte, les standards des crédits bancaires tels que le revenu minimum, jouent un rôle important dans la fixation de la marge relative aux crédits à court terme à côté des conditions d'accès au financement bancaire en l'occurrence la prime de risque. De même, la revue de la littérature empirique mentionne que les banques les plus capitalisées ont tendance à appliquer une marge plus faible (**Roman Horvath et Podpiera, 2012**) ce qui prouve que la structure financière des banques est une variable très déterminante dans la fixation de la marge.

3.4. Présentation de la relation de long terme entre le TMM et le TEG des crédits à MT

Le résultat de l'estimation de la relation de long terme entre le TMM et le TEG des crédits à moyen terme issue du modèle ARDL se présente comme suit :

$$\text{CRED_MT} = 1.1145 * \text{TMM_SEM} + 2.0975 \quad (25)$$

Pour les crédits à moyen terme, nous tirons conclusion que le coefficient de long terme a atteint **1.11**. Ce coefficient n'est autre que l'élasticité des taux débiteurs des crédits à MT suite à une variation du TMM de 1%. Il reflète un « **Pass-Through** » relativement plus que complet expliqué par le fort dynamisme du marché des crédits à moyen terme en Tunisie. Ce compartiment du marché des crédits est marqué par une réaction instantanée de la part des banques afin d'ajuster les taux débiteurs des crédits à moyen terme suite à une variation du TMM. Ce résultat est attendu et est largement accepté dans la revue de littérature empirique en Tunisie ayant estimé un coefficient à MT à hauteur de 0.85 en se basant sur des données macro-économiques et **0.65** en se basant sur des données micro-économiques et ce au bout d'un trimestre (**WROBEL, PRZYSTUPA, JARDAK et MAKNI, 2014**). Ce résultat confirme l'estimation de la dynamique de long terme relative à ce type de crédits dans ce cadre d'analyse.

Quant au « mark-up » des crédits à moyen terme (**2.0975**), il est inférieur à la marge des crédits à la consommation et celle des crédits d'habitat mais il est supérieur à la marge des crédits à CT et celle des crédits à LT. Plusieurs facteurs peuvent expliquer cette asymétrie au niveau de la fixation de la marge en l'occurrence : la structure financière des banques, la concurrence bancaire, la prime de risque, la maturité, le montant et même la conjoncture économique dans la période en question.

**PARTIE II : EVALUATION ECONOMETRIQUE DE L'EFFICACITE DU CANAL
DU TAUX D'INTERET DANS LA TRANSMISSION DE LA POLITIQUE
MONETAIRE : CAS DE LA TUNISIE**

3.5. Présentation de la relation de long terme entre le TMM et le TEG des crédits à LT

Le résultat de l'estimation de la relation de long terme entre le TMM et le TEG des crédits à long terme issue du modèle ARDL se présente comme suit :

$$\text{CRED_LT} = 1.1569 * \text{TMM_SEM} + 1.8581 \quad (26)$$

Concernant les crédits à long terme, nous tirons conclusion que le coefficient de long terme a atteint **1.16**. Ce coefficient n'est autre que l'élasticité des taux débiteurs des crédits à LT suite à une variation du TMM de 1%. Il reflète un « **Pass-Through** » relativement plus que complet expliqué par le fort dynamisme du marché bancaire tunisien à long terme. Il s'agit d'un coefficient conforme au coefficient présenté dans la revue de la littérature empirique en Tunisie (0.67 au bout d'un trimestre). Ainsi, nous constatons qu'une augmentation du TMM de 1% entraîne une hausse du TEG des crédits à long terme de 1.16%, ce qui laisse présager que les banques tunisiennes répercutent instantanément toute variation du TMM sur les taux d'intérêt débiteurs des crédits à long terme.

En ce qui concerne la marge bénéficiaire, elle est de l'ordre de 1.8581 reflétant ainsi un certain pouvoir de négociation de la part des clients de la banque. Cette catégorie de crédit est demandée dans la majorité des cas par des investisseurs afin de financer leurs projets. Lesquels projets sont généralement risqués et leur financement génère pour la banque un risque plus élevé par rapport à d'autres catégories de crédits notamment les crédits à court terme. Ce constat, montre que les banques fixent à priori une marge élevée leurs permet de couvrir ces risques.

Néanmoins, la majorité des banques s'intéressent généralement au financement de ces projets. Par conséquent, l'intensité concurrentielle sur le marché de long terme, fait que chaque banque essaye de baisser sa marge pour attirer des nouveaux investisseurs et financer les nouveaux projets des investisseurs déjà clients de la banque. A cet effet, les banques commencent à encadrer la marge bénéficiaire à un niveau acceptable.

Dans ce qui suit, nous testons la robustesse du modèle ARDL estimé afin de valider l'estimation des cinq relations. Pour ce faire, nous faisons recours au test de stabilité **CUSUM** ainsi que ceux effectués sur le résidu.

PARTIE II : EVALUATION ECONOMETRIQUE DE L'EFFICACITE DU CANAL DU TAUX D'INTERET DANS LA TRANSMISSION DE LA POLITIQUE MONETAIRE : CAS DE LA TUNISIE

4. Présentation du test CUSUM pour la validité du modèle ARDL

Les résultats du test de stabilité de **CUSUM** présentés dans l'**annexe A.12** montrent que les relations entre le TMM et les TEG sous ses différentes formes de crédits sont stationnaires et évoluent à l'intérieur du corridor durant toute la période 2000-2022 à l'exception de celle entre le taux de crédit d'habitat et le TMM. Par conséquent, nous rejetons l'hypothèse d'instabilité de ces relations dans le temps et nous concluons que, pour ces relations, le modèle ARDL est stable et constitue un bon outil économétrique d'estimation du « **Pass-Through** » du taux de marché monétaire sur les taux débiteurs des banques tunisiennes.

En ce qui concerne la relation entre le taux des crédits d'habitat et le TMM, nous constatons qu'elle est stationnaire et évolue à l'intérieur du corridor durant toute la période 2000-2020 expliquant ainsi la stabilité du modèle ARDL. Néanmoins, à partir de cette date, cette relation commence à évoluer en dehors du corridor ce qui avance la non stabilité du modèle durant la période 2021-2022. Cette instabilité est bien évidemment expliquée par l'instabilité de la conjoncture économique dans le monde entier ayant entraîné des perturbations au niveau des grandeurs macroéconomiques en Tunisie. Par conséquent, nous jugeons que cette instabilité n'est pas liée à la structure elle-même du modèle ARDL, plutôt liée à l'instabilité des variables ayant fait l'objet de cette étude de recherche durant une période difficile marquée par l'apparition de la pandémie « **COVID-19** ». A partir de ce constat, nous rejetons l'hypothèse d'instabilité de cette relation dans le temps et nous considérons que le modèle ARDL est stable et constitue un bon outil économétrique d'estimation du « **Pass-Through** » du taux directeur sur les taux débiteurs des banques tunisiennes.

De même, nous faisons recours au **test de Jarque Bera** pour tester la normalité des résidus, **test de Breusch-Godfrey** pour tester l'autocorrélation des résidus et le **test de Harvey** pour tester l'hétéroscédasticité des résidus.

5. Présentation des tests sur les résidus

Le résultat des tests de normalité, d'autocorrélation et d'hétéroscédasticité des résidus se présente dans le tableau ci-dessous :

**PARTIE II : EVALUATION ECONOMETRIQUE DE L'EFFICACITE DU CANAL
DU TAUX D'INTERET DANS LA TRANSMISSION DE LA POLITIQUE
MONETAIRE : CAS DE LA TUNISIE**

Tableau 11 : présentation des tests sur les résidus

| | Normalité | | Hétéroscédasticité | | Autocorrélation | |
|---|-----------|--------|--------------------|--------|-----------------|--------|
| | F-Stat | Prob | F-Stat | Prob | F-Stat | Prob |
| Relation crédit CONSOMMATION-TMM | 0.1491 | 0.9282 | 1.0755 | 0.3707 | 27.6280 | 0.1523 |
| Relation Crédit HABITAT-TMM | 5.1194 | 0.0773 | 0.8860 | 0.4201 | 1.8477 | 0.1711 |
| Relation CT-TMM | 2.5475 | 0.2798 | 1.8072 | 0.1614 | 0.1093 | 0.8967 |
| Relation MT-TMM | 1.0231 | 0.5996 | 2.0723 | 0.1192 | 0.0152 | 0.9850 |
| Relation LT-TMM | 0.3735 | 0.8297 | 0.7084 | 0.5529 | 1.9189 | 0.1611 |

Source : Auteur & calculs sur Eviews

En observant les résultats présentés dans le tableau ci-dessus, nous constatons que :

- **Le test de normalité** des résidus montre que toutes les probabilités relatives aux cinq modèles à estimer sont supérieures à 5%, ce qui montre que les résidus des variables de l'estimation suivent une loi normale ;
- **Le test d'hétéroscédasticité** de la variance des résidus fait preuve que toutes les probabilités relatives aux cinq modèles à estimer sont supérieures à 5%. Par conséquent, nous rejetons l'hypothèse nulle qui stipule que toutes les variables ont la même variance des erreurs et nous concluons qu'il n'existe pas de problème d'hétéroscédasticité susceptible d'affecter l'estimation des modèles ARDL ;
- **Le test d'autocorrélation** entre les résidus révèle que toutes les probabilités relatives aux cinq modèles à estimer sont supérieures à 5%. Ainsi, nous constatons que les cinq modèles d'estimation ne peuvent pas être affectés par des problèmes d'autocorrélation entre les résidus.

Le modèle ARDL estimé pour toutes les relations est globalement significatif et stable. Ce dernier constitue un bon outil économétrique d'estimation du « **Pass-Through** » du taux de marché monétaire sur les taux débiteurs des banques tunisiennes. Ainsi, le modèle ARDL se caractérise par la robustesse de ses estimations. Cette robustesse est observée au niveau de l'absence des problèmes d'autocorrélation, d'hétéroscédasticité et la normalité des résidus des variables de l'estimation. De même, le résultat des tests montre que les paramètres estimés sont stables dans le temps. Egalement, le test CUSUM prouve la stabilité des cinq relations de long terme entre les variables de l'estimation.

PARTIE II : EVALUATION ECONOMETRIQUE DE L'EFFICACITE DU CANAL DU TAUX D'INTERET DANS LA TRANSMISSION DE LA POLITIQUE MONETAIRE : CAS DE LA TUNISIE

Conclusion

La transmission de la politique monétaire est initiée au niveau microéconomique. A cette fin, nous avons analysé, à travers un modèle ARDL, le « **Pass-Through** » de l'instrument de politique monétaire sur les taux débiteurs des banques tunisiennes.

Dans ce cadre, le modèle ARDL nous a permis de distinguer entre la dynamique de court terme, la force de rappel à l'équilibre et la dynamique de long terme des différentes relations de l'estimation. Ainsi, les résultats montrent que, concernant la dynamique de court terme, le taux du marché monétaire exerce un **effet positif** sur les taux débiteurs des crédits bancaires en Tunisie. Lequel effet s'avère **moins que proportionnel** à court terme pour toutes les catégories des crédits. De ce fait, quand le TMM s'accroît de 1%, les taux débiteurs des crédits à la **consommation et d'habitat** subissent une évolution haussière respectivement de 0.53% et 0.54%. De même, pour les crédits repartis **par terme**, un accroissement du TMM de 1% entraîne hausse des taux débiteurs de crédits à CT, à MT et à LT de 0.69%, 0.66% et de 0.53% respectivement.

En ce qui concerne la force de rappel à l'équilibre de long terme, les résultats de l'estimation montrent que la proportion du déséquilibre entre le TEG observé et le TEG d'équilibre, déterminée par l'estimation du modèle ARDL, sera corrigée en **un semestre** et l'ajustement total sera presque terminé dans **deux ans** pour les crédits à la consommation et dans **11 mois** pour les crédits d'habitat. De même, l'ajustement complet sera quasiment terminé au bout **d'un an et demi** pour les crédits à court terme, en **moins de trois semestres** pour les crédits à moyen terme et dans **un an** pour les crédits à long terme. Cette vitesse de retour du TEG relative à chaque catégorie de crédit vers son niveau d'équilibre est acceptée et elle se rapproche de celle mentionnée dans la littérature empirique en Tunisie (**WROBEL, PRZYSTUPA, JARDAK et MAKNI, 2014**).

Quant à la dynamique de long terme des différentes variables étudiées avec le TMM, les résultats de l'estimation montrent que le « **Pass-Through** » du taux de marché monétaire sur les taux débiteurs des banques tunisiennes est **relativement plus que complet et unitaire** pour toutes les catégories de crédits à l'exception des crédits d'Habitat qui est presque complet (**97%**). Ce résultat est accepté et est conforme à la revue de littérature empirique en Tunisie (**WROBEL, PRZYSTUPA, JARDAK et MAKNI, 2014**).

**PARTIE II : EVALUATION ECONOMETRIQUE DE L'EFFICACITE DU CANAL
DU TAUX D'INTERET DANS LA TRANSMISSION DE LA POLITIQUE
MONETAIRE : CAS DE LA TUNISIE**

**CHAPITRE 02 : MODELISATION DE L'IMPACT DE L'INSTRUMENT DE POLITIQUE
MONETAIRE SUR LA CROISSANCE ECONOMIQUE ET L'INFLATION EN TUNISIE**

Introduction

Après avoir analysé, dans un premier chapitre, le « **Pass-Through** » du taux de marché monétaire sur les taux débiteurs des banques tunisiennes, nous avons constaté que ce « **Pass-Through** » est **complet et unitaire** pour toutes les catégories des crédits à l'exception des crédits d'habitat qui est **presque complet (97%)**. Ainsi, la transmission de la politique monétaire via le canal du taux d'intérêt met au point son achèvement au niveau macroéconomique. Cette étape se traduit par l'analyse des fonctions de réponses impulsionnelles des variables macroéconomiques réelles suite à un choc de politique monétaire.

Dans la présente partie, nous exposons le cadre d'analyse de l'impact de l'instrument de politique monétaire sur la croissance économique et sur l'inflation en Tunisie. Pour ce faire, nous nous référons à la revue de littérature empirique pour le choix des variables ainsi que la méthodologie économétrique de l'estimation. Ainsi, d'un point de vue technique, l'analyse de la deuxième étape de transmission de la politique monétaire a été effectuée dans les travaux empirique à l'aide des modèles VAR et de SVAR, [Sims (1980), Quah (1989), Shapiro et Watson (1988), Christiano et al (1996), Gali (1992)]. En s'inspirant de ces travaux, nous optons pour la modélisation **SVAR récursive à la Cholesky** afin d'analyser les effets d'un choc de politique monétaire tant sur la croissance économique que sur l'inflation en Tunisie.

I. Présentation des variables, des hypothèses du modèle et de la méthodologie économétrique d'estimation

1. Présentation des variables

1.1. Variable de politique monétaire : TMM

Le taux du marché monétaire représente le taux mensuel moyen du marché monétaire. C'est un taux d'intérêt à court terme, qui n'est autre qu'une moyenne arithmétique simple des taux interbancaires au jour le jour. Ces taux sont ceux auxquels les banques se prêtent et s'empruntent les unes aux autres quotidiennement. En effet, le TMM est fortement influencé par le taux directeur qui constitue le principal instrument de conduite de la politique monétaire en Tunisie.

**PARTIE II : EVALUATION ECONOMETRIQUE DE L'EFFICACITE DU CANAL
DU TAUX D'INTERET DANS LA TRANSMISSION DE LA POLITIQUE
MONETAIRE : CAS DE LA TUNISIE**

1.2. Variable de croissance économique : Output-Gap

La croissance économique en Tunisie est une variable adoptée par les autorités monétaires qui reflète l'accroissement de la production des biens et services sur le marché durant une période par rapport à la période précédente. Elle peut être mesurée soit par le PIB soit par l'output gap.

Pour mener à bien ce travail, nous avons opté de travailler avec l'output gap, proxy de la croissance économique en Tunisie. Ce dernier est défini comme étant la différence entre le PIB réel et le PIB potentiel, qui vise à identifier la position de l'économie au cours du cycle économique. Cependant, comme la production potentielle n'est pas directement observable, elle doit être estimée. Ainsi, la littérature utilise plusieurs techniques d'estimation de l'output gap générant chacune des valeurs différentes. La technique la plus utilisée est celle du filtre HP développé par **Hodrick & Prescott** (1997). Le filtre HP est utilisé pour dissocier entre la conjoncture et la tendance de long terme d'une série temporelle. Par conséquent, pour calculer la production potentielle, nous utilisons le filtre HP sur les séries trimestrielles du PIB avec un paramètre de lissage $\lambda = 1600$. Dans ce qui suit nous utiliserons l'écart de production logarithmique calculé comme suit :

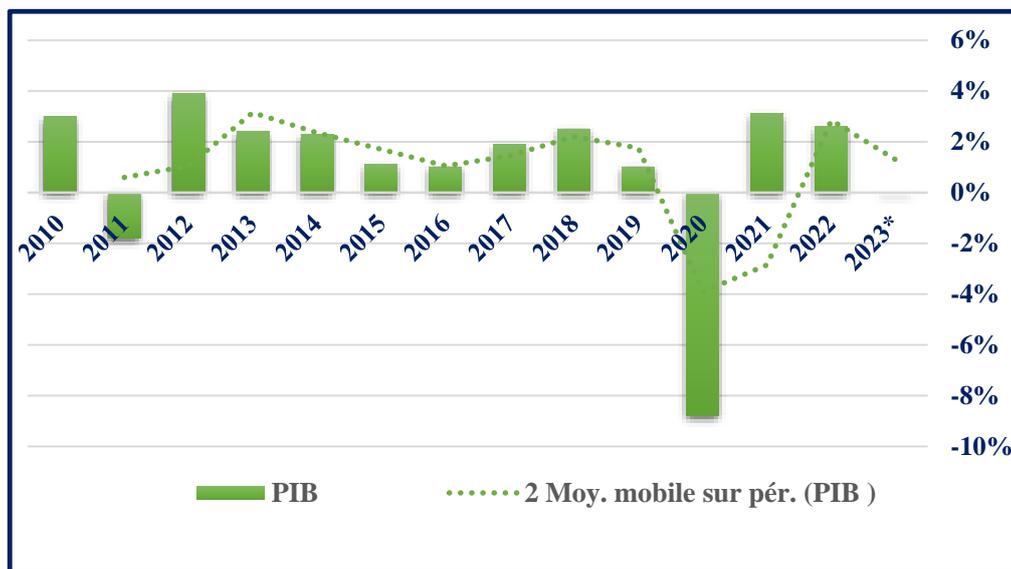
$$\text{Log output Gap} = \log\left(\frac{PIB\ t}{PIB\ potentiel\ t}\right) * 100 \quad (27)$$

L'output gap en Tunisie demeure négatif et ne cesse de se creuser d'une année à une autre malgré la révision à la baisse du potentiel de production. Ainsi, toutes les orientations et mesures des autorités doivent converger vers la restauration de la création de richesse.

Dans le cadre de l'analyse des effets des actions de la politique monétaire sur la croissance économique en Tunisie, nous nous intéressons à la présentation de l'évolution du PIB durant la période 2010-2022, comme le montre le graphique ci-dessous :

**PARTIE II : EVALUATION ECONOMETRIQUE DE L'EFFICACITE DU CANAL
DU TAUX D'INTERET DANS LA TRANSMISSION DE LA POLITIQUE
MONETAIRE : CAS DE LA TUNISIE**

Graphique 02 : Evolution du PIB en Tunisie durant la période 2012-2022



Source : Elaboré par l'auteur, données de la BCT

En 2010, la croissance économique a été limité à 3%, un niveau fortement expliqué par l'accélération des prix des produits de base à l'échelle mondiale durant cette période, entraînant ainsi, des déséquilibres macroéconomiques aigus. L'avènement de la Révolution des Jasmins de 2011, a été à l'origine des instabilités politique et économique. A cet effet, la croissance économique a connu une évolution négative atteignant -1.8%. Une telle récession a entraîné une accentuation des déséquilibres macroéconomiques en Tunisie durant cette période critique.

Une année après la révolution, l'économie tunisienne a commencé progressivement à sortir de la récession de 2011 et a enregistré une croissance positive de 3.6%. Cette croissance a été justifiée par la poursuite des politiques monétaire et budgétaire expansionnistes et le rebond observé dans les secteurs fortement touchés par la révolution en l'occurrence, le tourisme, les industries chimiques, le transport et l'agricole.

En 2013, la Tunisie a enregistré une croissance économique modérée. Cette légère reprise (2.4%) a été contrecarrée par une conjoncture internationale défavorable ayant aggraver les déséquilibres macroéconomiques persistants en Tunisie. En 2014, cette dernière a enregistré une croissance réelle de 2.3% reflétant ainsi une réalité économique très préoccupante par rapport à la moyenne de 4.5% réalisé durant la période 2001-2010.

PARTIE II : EVALUATION ECONOMETRIQUE DE L'EFFICACITE DU CANAL DU TAUX D'INTERET DANS LA TRANSMISSION DE LA POLITIQUE MONETAIRE : CAS DE LA TUNISIE

En 2015, la situation macroéconomique a subi des chocs exogènes et endogènes ayant pesé lourdement sur la croissance économique (1.1% en 2015). En effet, l'aggravation des vulnérabilités que reflètent les indicateurs économiques en Tunisie fait que la croissance économique a atteint 1% en 2016. Cette légère évolution a été tirée suite à la faible reprise des services marchands et non marchands mais contrecarré par une saison agricole très difficile fortement attaché aux conditions climatiques défavorables. Quant à 2017, la croissance économique a atteint 1.9%, un rythme pratiquement faible par rapport aux défis soulevés depuis sept ans, date à laquelle la révolution tunisienne a été déclenchée.

La progression des services marchands ainsi que la bonne saison agricole ont été à l'origine de l'amélioration de la croissance économique en Tunisie atteignant, ainsi, 2.5% en 2018. Par contre, en 2019 la Tunisie a enregistré un faible taux de croissance atteignant 1% seulement alors qu'elle aurait dû suivre un trend ascendant depuis 2017. Ce recul a été, en particulier, expliqué par la chute de la demande extérieure, les conditions climatiques défavorables ainsi que la persistance des difficultés ayant entraîné un manque à gagner qui se creuse d'une année à l'autre.

L'année 2020, étant une année pandémique extrêmement difficile pour la Tunisie a marqué un recul sans précédent de croissance économique (-8.8%). En effet, cette dégradation a pesé fortement sur les équilibres macroéconomiques et a entraîné une amplification des difficultés structurelles aigus dont souffre la Tunisie depuis le printemps arabe. En 2021, l'économie tunisienne n'a pu enregistré qu'une légère reprise de croissance économique atteignant 3.1% tirée essentiellement par la plupart des secteurs d'activité hormis le secteur agricole. Cette évolution du PIB reste faible car elle ne permet pas de récupérer la baisse de 8,8% enregistrée en 2020.

Dans ce contexte, la croissance économique en 2022, devrait ralentir à cause de la persistance des faiblesses structurelles ainsi que les incertitudes intensifiées par des retombées de la pandémie « **COVID-19** » et celles de la Guerre Ukraine ayant entraîné une flambée des prix des produits de base notamment l'énergie. Ceci a conduit à un resserrement monétaire et budgétaire et a entravé l'économie tunisienne à générer une croissance économique saine et non inflationniste. En effet, la croissance du PIB continue à un taux bas (2,6% au premier semestre de 2022) et ne permet pas de retrouver le niveau du PIB réel d'avant « **COVID-19** », celui de 2019, alors que la plupart des pays ont réalisé en 2021 un rebond de leur PIB qui les rapproche

PARTIE II : EVALUATION ECONOMETRIQUE DE L'EFFICACITE DU CANAL DU TAUX D'INTERET DANS LA TRANSMISSION DE LA POLITIQUE MONETAIRE : CAS DE LA TUNISIE

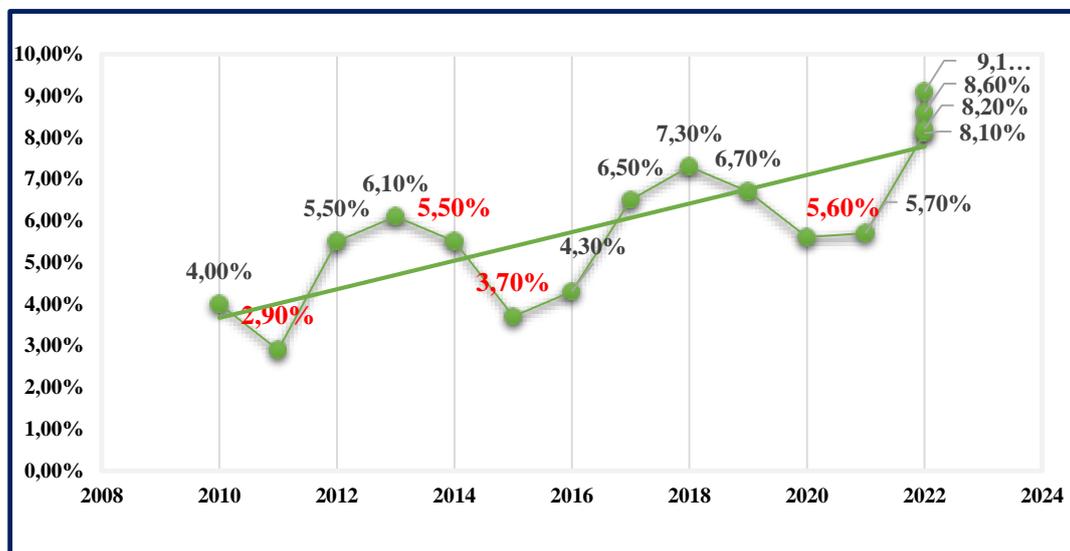
du niveau de 2019. De même, le BERD confirme qu'en 2022, la Tunisie ne pourrait enregistrer qu'une faible reprise de croissance économique (2.9% en 2023) et ce à condition que la Tunisie arrive à conclure un accord avec le FMI et lorsque la conjoncture internationale s'améliore.

1.3. Variable de mesure de l'inflation : IPC

L'inflation en Tunisie est mesurée par l'indice des prix à la consommation « IPC » qui reflète la variation annuelle en pourcentage du coût d'acquisition d'un panier de biens et services, pour le consommateur moyen qui peut être fixé ou modifié à des intervalles spécifiés (mois, trimestre, semestre, an). En effet, le fléchissement des pressions inflationnistes en Tunisie, entraîne une dégradation du pouvoir d'achat des agents économiques. Ainsi, étant garant de la stabilité des prix, la Banque Centrale de Tunisie se charge du contrôle de l'inflation et de la stabilisation du niveau des prix.

Dans le cadre de l'analyse des effets des actions de la politique monétaire sur l'inflation, nous nous intéressons à la présentation de l'évolution de l'inflation en Tunisie durant la période 2010-2022 comme le montre le graphique ci-après :

Graphique 03 : Evolution de l'inflation en Tunisie durant la période 2010-2022



Source : Elaboré par l'auteur, données de la BCT

Dix ans avant la révolution, l'économie tunisienne a été caractérisée par une stabilité macroéconomique et un niveau d'inflation modéré et en moyenne inférieure au niveau d'inflation à l'échelle mondiale à l'exception de l'année 2008 qui a enregistré un taux d'inflation de 5% suite aux retombées de la crise de « Subprimes ». En effet, en 2010, l'inflation

PARTIE II : EVALUATION ECONOMETRIQUE DE L'EFFICACITE DU CANAL DU TAUX D'INTERET DANS LA TRANSMISSION DE LA POLITIQUE MONETAIRE : CAS DE LA TUNISIE

a connu un ralentissement graduel atteignant 4% tout au long des quatre derniers mois de l'année 2010. L'année 2011, a été caractérisée par une instabilité d'ordre économique, monétaire et financier. A cet effet, le taux d'inflation a atteint, en février 2011, son plus bas niveau (2.9% en GA), puis il a poursuivi une tendance ascendante atteignant 5.5% en 2012 et 6.1% en 2013 en GA. Ce trend haussier a été expliqué non seulement par la flambée des prix des produits manufacturés et des produits alimentaires mais aussi par des augmentations salariales durant cette période.

Le fléchissement des tensions inflationnistes a été, depuis longtemps, une préoccupation majeure pour la BCT en tant qu'autorité monétaire chargée de la stabilité des prix. En effet, à partir de 2015, l'inflation a connu une décélération atteignant 3.7% en GA. Elle s'est élevé à 4.3% en 2016, 6.5% en 2017 et 7.3% en 2018. Elle a enregistré un repli, en 2019, pour se situer à 6.7%. En outre, l'année 2020, étant une année pandémique, a été marquée par une baisse de l'inflation pour atteindre un niveau de 5.6%. Cette baisse a été expliquée essentiellement par un ralentissement de l'inflation sous-jacente durant cette période. De même, ceci est dû à la relative stabilité du taux de change du dinar tunisien par rapport aux principales devises étrangères ainsi que la détente des tensions sur les réserves en devises de la BCT fortement couronnée avec la baisse de la demande locale et la diminution des prix des produits de base sur le marché international.

En 2021, l'inflation repart à la hausse pour atteindre 5.7% après avoir observé une trajectoire désinflationniste en 2019 et 2020. En juin 2022, l'inflation atteint **8.1%**, un niveau précaire expliqué essentiellement par une augmentation du niveau de l'inflation importée. Egalement, l'inflation a poursuivi une tendance haussière pour atteindre **8.2%** en Juillet 2022, **8.6%** en Aout 2022 et **9.1%** en septembre 2022.

En novembre 2022, l'inflation a atteint **9,8 %** contre **9,2 %** en octobre 2022, soit un niveau intolérable touchant directement le pouvoir d'achat des ménages susceptible de les mettre au bord de la précarité surtout dans un contexte macroéconomique difficile fortement marqué par l'accélération des prix des produits alimentaires et par une pénurie intermittente de la majorité des produits de base tant à l'échelle national qu'international. Ce niveau d'inflation s'avère le plus haut niveau qu'a connu la Tunisie depuis 40 ans et l'économie tunisienne s'est trouvé en proie à la pire situation de crise économique et financière depuis son indépendance.

**PARTIE II : EVALUATION ECONOMETRIQUE DE L'EFFICACITE DU CANAL
DU TAUX D'INTERET DANS LA TRANSMISSION DE LA POLITIQUE
MONETAIRE : CAS DE LA TUNISIE**

Laquelle crise a été intensifiée par des retombées de la pandémie « COVID-19 » ainsi que celles de la Guerre Ukraine.

2. Présentation des hypothèses du modèle

La revue de la littérature théorique et empirique montre qu'il existe une relation entre les actions de politique monétaire et les variables macroéconomiques réelles en l'occurrence la croissance économique et l'inflation. A cet effet, pour bien cerner ces relations, nous étudierons dans la présente partie, l'impact des actions de politique monétaire sur la croissance économique et l'inflation en Tunisie. Ainsi, nous présentons dans un premier lieu, les hypothèses sur lesquelles repose cette partie.

Dans le cadre d'analyse des effets de la politique sur l'économie réelle, **Drumetz et al, (2015)** ont démontré, qu'en présence de rigidités des prix, une augmentation du taux d'intérêt nominal entraîne une hausse du taux d'intérêt réel et du coût de capital. Face à cette augmentation, les dépenses d'investissement et de consommation baissent et génèrent un ralentissement de la demande et de l'inflation. Egalement, **Cecchetti et al, (2017)**, ont prouvé que plus le taux d'intérêt réel est faible, plus la consommation, l'investissement et les exportations nettes sont élevés. En outre, **Goshit et al, (2020)**, ont montré que les variations des taux d'intérêt, ont une influence sur le niveau général des prix, la demande globale et la croissance économique.

Taylor (1993) a prouvé qu'il existe une relation entre le taux directeur et l'output gap. Ainsi, il a trouvé qu'une variation de 1 points de pourcentage de l'output gap entraîne une baisse de 0.5 points de pourcentage du taux directeur. De même, **Cukierman et Gerlach (2003)** et **Cukierman et Muscatelli (2008)** ont démontré que la réponse de l'instrument de politique monétaire est beaucoup plus sensible à une variation négative de l'output gap qu'à une variation positive. Sur la base de ces études, nous constatons qu'il existe une relation positive entre le taux directeur et l'output gap.

H1 : Le taux directeur est positivement corrélé avec l'output gap

Etant garant de la stabilité des prix, la majorité des banques centrales dans le monde considèrent la politique monétaire comme une cible stratégique de lutte contre l'inflation. Pour ce faire, elles fixent des objectifs intermédiaires et d'autres opérationnels pour maintenir

PARTIE II : EVALUATION ECONOMETRIQUE DE L'EFFICACITE DU CANAL DU TAUX D'INTERET DANS LA TRANSMISSION DE LA POLITIQUE MONETAIRE : CAS DE LA TUNISIE

l'inflation à un niveau acceptable. Dans ce cadre, la majorité des banques centrales utilisent le taux d'intérêt comme une cible opérationnelle de conduite de la politique monétaire, notamment la Tunisie. Par conséquent, cet instrument doit être estimé par les autorités monétaires. Ces dernières font généralement recours à la règle de Taylor (Taylor (1993, 1998)) pour l'estimation du taux d'intérêt. Cette règle a suscité beaucoup d'attention dans la littérature théorique et empirique. Ainsi, **Taylor (1993)**, a démontré, dans le cadre d'estimation du taux d'intérêt de la FED, que la réponse de ce dernier, suite à une variation de 1 points de pourcentage du niveau d'inflation doit être supérieur à 1 points de pourcentage. De même, **Taylor (1993)** a trouvé qu'une augmentation du taux de la FED de 1.5 points de pourcentage est très représentative, suite à une hausse de l'inflation de 1 point de pourcentage. Sur la base de l'étude de **Taylor (1993)**, nous constatons qu'il existe une relation positive entre le taux directeur et le taux d'inflation.

H2 : Le taux directeur est positivement corrélé avec le taux d'inflation

Dans ce contexte, il est important d'analyser le lien entre l'inflation et l'output gap. A cet effet, **Ceo et Mc Dermott (1997)** ont montré qu'il existe une relation positive entre la production potentielle et le niveau d'inflation. En outre, **Charbel & Verne (2009)** ont prouvé que le niveau général des prix réagit de façon différente suite à une variation de la production potentielle et de la demande globale. De même, **Diop (2000)** a montré que lorsque la production effective augmente suite à une hausse de la demande globale, l'inflation aura tendance à accroître. Par contre, lorsque la production effective augmente suite à une hausse de la demande potentielle, l'inflation aura tendance à diminuer. Egalement, **Abou & Melesse (2012)** ont confirmé que l'output gap est considéré dans la revue de littérature comme étant le meilleur indicateur susceptible d'expliquer et de prédire les pressions inflationnistes. Le tableau présenté en **annexe B.9** récapitule la revue de littérature relative à la relation entre l'output gap et l'inflation. Ainsi nous pouvons conclure qu'il existe une relation positive entre l'inflation et la production potentielle.

H3 : L'inflation est positivement corrélée avec le niveau de production potentiel

3. Présentation de la méthodologie économétrique d'estimation

Afin d'étudier l'impact du taux de marché monétaire tant sur l'inflation que sur la croissance économique en Tunisie, nous avons opté pour la modélisation **SVAR à la Cholesky**.

PARTIE II : EVALUATION ECONOMETRIQUE DE L'EFFICACITE DU CANAL DU TAUX D'INTERET DANS LA TRANSMISSION DE LA POLITIQUE MONETAIRE : CAS DE LA TUNISIE

Ce modèle rend possible l'analyse des effets des innovations de politique monétaire sur la croissance économique et le niveau d'inflation en Tunisie. Pour ce faire, nous avons introduit les transformations nécessaires sur les variables du modèle notamment : l'IPC, le TMM et l'Output-Gap. A cet effet, ces variables ont subi des transformations logarithmiques afin d'être interprétables économiquement, de réduire leur variabilité, rapprocher leurs valeurs et minimiser leurs dispersions, à l'exception du TMM. La méthodologie à suivre dans le modèle SVAR se présente dans l'**annexe B.1**.

II. Evolution des variables

La représentation graphique présentée dans l'**annexe B.4** montre que les trois variables sont relativement volatiles. Néanmoins, en 2011, l'output gap a enregistré une baisse remarquable par rapport aux autres variables. Cette chute a été attendue, du fait que l'année 2011 a été une année révolutionnaire marquée par des changements macroéconomiques majeurs notamment en termes de production et d'exportation. De même, l'année 2020 a été une année pandémique marquée par l'apparition du « **COVID-19** ». Cette année a été caractérisée par une conjoncture économique défavorable se traduisant par une chute brutale de l'output gap.

III. Présentation de la matrice de corrélation entre les variables

La matrice de corrélation entre les variables se présente comme suit :

Tableau 12 : Matrice de corrélation de Pearson

| | TMM | INFLATION | OUTPUT_GAP |
|------------|--------|-----------|------------|
| TMM | 1 | 0.1403 | 0.1986 |
| INFLATION | 0.1403 | 1 | 0.0736 |
| OUTPUT_GAP | 0.1986 | 0.0736 | 1 |

Source : Auteur & calculs sur Eviews

La matrice de corrélation de Pearson présentée ci-dessus montre qu'il existe une relation positive entre le TMM et l'inflation en Tunisie (0.1403). De même, la matrice révèle qu'il existe une relation positive entre le TMM et l'output gap (0.1986). En outre, la matrice de Pearson dénote la relation positive qu'existe entre l'inflation et l'output gap. Le résultat de cette matrice confirme les trois hypothèses de corrélation **H1** ; **H2** et **H3** présentées ci-dessus.

**PARTIE II : EVALUATION ECONOMETRIQUE DE L'EFFICACITE DU CANAL
DU TAUX D'INTERET DANS LA TRANSMISSION DE LA POLITIQUE
MONETAIRE : CAS DE LA TUNISIE**

IV. Présentation des tests préalables à l'estimation du modèle du modèle SVAR

1. Présentation du test de stationnarité des variables

La volatilité constatée au niveau du graphique de l'évolution des variables (**annexe B.4**) nous amène à avancer, à priori, la non-stationnarité de ces variables. De ce fait, nous testons dans cette partie, la stationnarité de toutes les variables tant en niveau qu'en différence première en se basant sur le test de racine unitaire de **Dickey Fuller augmenté (ADF)**. La présentation théorique de ce test a été avancée dans la première partie. Le résultat du test se présente en détail dans l'**annexe B.5**. Le tableau ci-dessous résume le résultat du test **ADF**.

Tableau 13 : Résultat du test ADF

| Variables | P-Value | | | | | | Décision |
|-------------------|---------------|-----------------------|---------------|------------------------|-----------------------|---------------|-------------|
| | En niveau | | | En différence première | | | |
| | Constante | Constante et tendance | Néant | Constante | Constante et tendance | Néant | |
| TMM | 0.6223 | 0.3972 | 0.7971 | 0.0003 | 0.0016 | 0.0000 | I(1) |
| LIPC | 1.0000 | 0.9962 | 1.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.7601 | I(1) |
| Output-Gap | 0.0000 | 0.0003 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | I(0) |

Source : Auteur & calculs sur Eviews

Le résultat du test **ADF** a confirmé notre opinion préliminaire relative à la stationnarité des variables. Ces deniers sont non stationnaires en niveau mais stationnaires en différence première. En effet, ce test montre que le **TMM** est non stationnaires en niveau (**P-Value > 5%**), mais stationnaire en différence première (**p-value < 5%**). Par conséquent, le TMM doit être introduit en différence première dans l'estimation du modèle VAR structurel. Cette transformation garantit une certaine harmonisation entre les différents segments non similaires du TMM indiquée dans la représentation graphique. En introduisant cette transformation, le TMM est devenu stationnaire et son estimation est devenue possible.

En ce qui concerne l'**indice de prix à la consommation**, il a subi une transformation logarithmique avant d'être testé et ce afin de réduire la variabilité qui existe entre les séries, permettant ainsi de rapprocher leurs valeurs et de minimiser leurs dispersions. Le résultat du test ADF montre que la variable log(IPC) n'est pas stationnaire en niveau (**P-Value > 5%**), mais stationnaire en différence première (**p-value < 5%**). Par conséquent, la variable log(IPC) doit être introduite en différence première dans l'estimation ce qui garantit une certaine

PARTIE II : EVALUATION ECONOMETRIQUE DE L'EFFICACITE DU CANAL DU TAUX D'INTERET DANS LA TRANSMISSION DE LA POLITIQUE MONETAIRE : CAS DE LA TUNISIE

harmonisation entre les différents segments de la représentation graphique. Après ces deux transformations, l'IPC est devenu stationnaire et son estimation est devenue possible. Quant à l'**output Gap**, étant exprimé en logarithme, il est stationnaire en niveau selon le Test ADF (**p-value < 5%**). Par conséquent, son estimation est possible.

Economiquement, ce résultat est attendu et il a été confirmé dans la revue de littérature empirique présentée dans la première partie. De plus, ces variables sont constituées dans la réalité par des processus non stationnaires en niveau mais stationnaires en différence première. A cet effet, le test ADF a démontré que le TMM et Log(IPC) sont intégrés d'ordre (I) alors que l'output gap est intégré d'ordre (0).

Après avoir testé la stationnarité de toutes les variables, il est important de vérifier l'existence d'une relation de causalité entre ces variables. Pour ce faire, nous faisons recours au test de causalité de Granger.

2. Présentation du test de causalité de Granger

Pour pouvoir étudier la relation de causalité entre les variables choisies, nous devons effectuer le test de causalité de Granger qui se repose sur deux principales hypothèses : **H0** : absence de relation de causalité et **H1** : existence de relation de causalité.

En effet, si la valeur de la probabilité est inférieure à **5%** alors nous rejetons **H0** : il existe donc une relation de causalité. Sinon, si la valeur de probabilité est supérieure à **5%** alors nous acceptons **H0** : absence de relation de causalité. Ainsi, le tableau présenté dans **l'annexe B.6** présente les résultats du test de causalité de Granger.

D'après ce test nous pouvons conclure que :

- Il existe une **relation bidirectionnelle** entre l'output gap et le TMM : cette relation prouve qu'il existe un « **effet feedback** » entre le TMM et l'output gap. Autrement dit TMM est expliqué par l'output gap et vice versa ;
- Il existe une **relation unidirectionnelle** entre le TMM et l'IPC : cette relation montre que l'IPC cause TMM alors que le TMM ne cause pas l'IPC, ce qui justifie l'absence d'un « **effet feedback** » entre le TMM et l'IPC ;
- Il n'existe pas d'un lien direct entre l'IPC et l'output Gap en Tunisie.

**PARTIE II : EVALUATION ECONOMETRIQUE DE L'EFFICACITE DU CANAL
DU TAUX D'INTERET DANS LA TRANSMISSION DE LA POLITIQUE
MONETAIRE : CAS DE LA TUNISIE**

L'existence d'une relation d'interdépendance entre les variables de l'étude permet le recours à la modélisation SVAR. Néanmoins, avant de passer à l'estimation du modèle, il est nécessaire de déterminer le nombre de retard optimal qui minimise l'un des critères d'informations (AIC, SC ou HQ).

V. Détermination du nombre de retard optimal

D'après le tableau ci-dessus, nous constatons que selon les critères SC et HQ, le nombre de retards optimal du modèle SVAR est « **un seul retard** » alors que selon les critères d'information LR, FRE, et AIC, le nombre de retards optimal est « **deux retards** ». En effet, dans la revue de littérature empirique, la détermination du nombre de retard optimal repose sur l'un des critères d'information les plus couramment utilisés à savoir : AIC, SIC et HQ. Par conséquent, nous optons pour l'estimation d'un **SVAR (1)** en se basant sur les critères d'information **SIC et HQ**.

Tableau 14 : détermination du nombre de retards optimal

| Lag | LogL | LR | FPE | AIC | SC | HQ |
|-----|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|
| 0 | -201.0174 | NA | 0.257918 | 7.158506 | 7.266035 | 7.200296 |
| 1 | -180.8417 | 37.51978 | 0.174372 | 6.766375 | 7.196491* | 6.933533* |
| 2 | -169.4174 | 20.04259* | 0.160642* | 6.681313* | 7.434016 | 6.973839 |
| 3 | -163.3654 | 9.980602 | 0.179446 | 6.784749 | 7.860039 | 7.202644 |
| 4 | -157.8833 | 8.463589 | 0.205779 | 6.908184 | 8.306062 | 7.451447 |
| 5 | -153.7528 | 5.942073 | 0.249540 | 7.079045 | 8.799509 | 7.747676 |

Source : Auteur & calculs sur Eviews

Pour confirmer la pertinence de l'utilisation d'un seul retard dans l'estimation du modèle SVAR, nous faisons recours aux tests sur les résidus à savoir : Autocorrélation, normalité, et hétéroscédasticité.

VI. Test sur les résidus

1. Le test d'absence d'autocorrélation des résidus

D'après le tableau ci-dessous, nous constatons que la probabilité (Prob = 0.4459) pour un $p = 1$ retards largement supérieure à 0,05 (seuil critique d'acceptation de l'hypothèse H_0), donc il n'y a pas d'autocorrélation des résidus pour un lag =1.

**PARTIE II : EVALUATION ECONOMETRIQUE DE L'EFFICACITE DU CANAL
DU TAUX D'INTERET DANS LA TRANSMISSION DE LA POLITIQUE
MONETAIRE : CAS DE LA TUNISIE**

Tableau 15 : Test d'absence d'autocorrélation des résidus

| Lag | LRE* stat | df | Prob. | Rao F-stat | df | Prob. |
|-----|-----------|----|--------|------------|-----------|--------|
| 1 | 8.915992 | 9 | 0.4451 | 1.002610 | (9, 73.2) | 0.4459 |

Source : Auteur & calculs sur Eviews

2. Le test de normalité des résidus : test de Jarque-Bera

D'après le tableau ci-après, l'application du test de Jarque-Bera sur les résidus de notre modèle a permis d'accepter l'hypothèse de normalité des résidus au seuil de 5 % car la probabilité qui est égale à 38.55% est largement supérieure à 5%.

Tableau 16 : Test de normalité des résidus

| Component | Jarque-Bera | df | Prob. |
|-----------|-------------|----|--------|
| 1 | 1.906348 | 2 | 0.3855 |

Source : Auteur & calculs sur Eviews

3. Le test d'hétéroscédasticité des résidus

Tableau 17 : Résultat du test d'hétéroscédasticité des résidus

| Chi-sq | df | Prob. |
|----------|----|--------|
| 85.65088 | 72 | 0.1298 |

Source : Auteur & calculs sur Eviews

Le test d'hétéroscédasticité de la variance des résidus montre que la probabilité est supérieure à 5%. Par conséquent, nous rejetons l'hypothèse nulle qui stipule que toutes les variables ont la même variance des erreurs et nous concluons qu'il n'existe pas un problème d'hétéroscédasticité susceptible d'affecter l'estimation du modèle VAR structurel d'ordre (1).

Dans ce cas, nous procédons à l'estimation du modèle SVAR avec un seul retard. Cependant, l'estimation du modèle SVAR récursive à la Cholesky exige la spécification de l'ordre des variables. Cet ordre constitue un aspect technique méthodologique qui stipule que la première variable sera expliquée par ses innovations, la deuxième variable sera expliquée par ses propres innovations ainsi que celles de la première variable. Quant à la troisième variable, elle sera expliquée par ses propres innovations ainsi que celles de la première et la deuxième variable.

**PARTIE II : EVALUATION ECONOMETRIQUE DE L'EFFICACITE DU CANAL
DU TAUX D'INTERET DANS LA TRANSMISSION DE LA POLITIQUE
MONETAIRE : CAS DE LA TUNISIE**

Pour bien cerner l'impact de l'instrument de politique monétaire sur l'inflation et la croissance économique en Tunisie, nous avons opté pour l'ordre des variables suivant :

Inflation (IPC) – Instrument de politique monétaire (TMM) – Demande (output gap)

Par conséquent, l'ordre choisi conditionne tout le travail qui suit.

Dans notre cas, sous une forme structurelle, le modèle SVAR (1) se définit comme suit :

$$\begin{pmatrix} 1 & a_{12} & a_{13} \\ a_{21} & 1 & a_{23} \\ a_{31} & a_{32} & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} DLIP_{t} \\ DTMM_{t} \\ Output_{t} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} a_{01} \\ a_{02} \\ a_{03} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} 1 & b_{21} & b_{31} \\ b_{21} & 1 & b_{23} \\ b_{31} & b_{32} & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} DLIP_{t-1} \\ DTMM_{t-1} \\ Output_{t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} UtDLIPC \\ UtDTMM \\ UtOutputG \end{pmatrix}$$

Où :

- **Y_t** présente le vecteur des variables endogènes (**DLIPC, DTMM, OutputG**)
- Le vecteur **ut** présente les chocs structurels. **A₀** est la matrice des coefficients structurels.

L'écriture matricielle du modèle SVAR (1) laisse constater que chaque variable dépend de son passé et de la valeur contemporaine de l'autre variable. En effet, selon Cholesky, la matrice des effets contemporains **A₀** doit être conçue pour refléter les interactions de court terme entre les variables de l'étude. Dans cette estimation, le modèle SVAR se présente comme suit :

$$\begin{pmatrix} DLIP_{t} \\ DTMM_{t} \\ Output_{t} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 \\ a_{21} & 1 & 0 \\ a_{31} & a_{32} & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} UtDLIPC \\ UtDTMM \\ UtOutputG \end{pmatrix}$$

Après avoir présenté le modèle VAR structurel d'ordre (1) tout en précisant l'ordre d'estimation, nous procédons à l'analyse des actions de politique monétaire sur l'économie réelle en Tunisie. Cette analyse se fait sur la base des fonctions de réponses impulsionnelles ainsi que la décomposition de la variance de l'erreur.

VII. Analyse des effets des actions de la politique monétaire sur l'économie réelle

Dans cette partie, nous analysons et interprétons les résultats à court terme relatifs à la dernière étape de transmission de la politique monétaire en Tunisie en se basant sur l'analyse des fonctions de réponses impulsionnelles et la décomposition de la variance de l'erreur de prévision sur un horizon de **10 trimestres**. Ce résultat est issu de l'estimation du modèle SVAR à la Cholesky en respectant l'ordre indiqué précédemment à citer : un choc d'inflation, un choc

PARTIE II : EVALUATION ECONOMETRIQUE DE L'EFFICACITE DU CANAL DU TAUX D'INTERET DANS LA TRANSMISSION DE LA POLITIQUE MONETAIRE : CAS DE LA TUNISIE

de politique monétaire et un choc d'output gap. Ainsi, chaque graphique présente les réponses de variables clés du modèle suite aux chocs économiques. L'axe des abscisses représente l'horizon temporel en trimestre, tandis que l'axe des ordonnées précise les déviations en pourcentage par rapport à la valeur de la variable à l'état stationnaire.

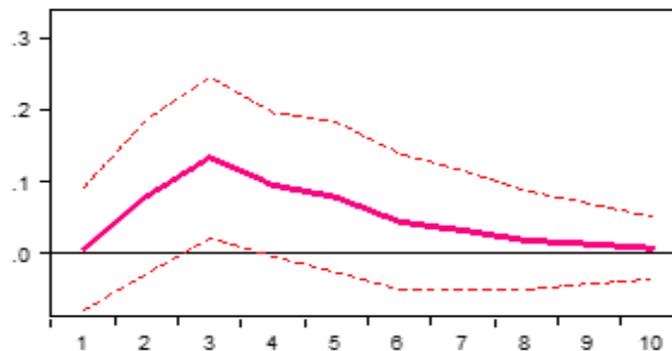
1. Analyse des fonctions de réponses impulsionnelles

1.1. Réponse des variables à un choc d'inflation

a. Réaction du TMM à un choc d'inflation

Le graphique ci-dessous illustre la fonction de réponse impulsionnelle de l'instrument de politique monétaire suite à un choc d'inflation en Tunisie.

Graphique 04 : Réaction du TMM à un choc d'inflation



Source : Auteur & calculs sur Eviews

D'après ce graphique, nous constatons que la fonction de réponse impulsionnelle du TMM suite à un choc positif d'inflation est statistiquement significative en Tunisie. En effet, ce choc, qui se traduit par une augmentation du niveau général des prix, provoque une hausse du TMM au cours du premier trimestre après le choc. Ce constat vient de confirmer l'hypothèse **H2** qui présuppose qu'il existe une corrélation positive entre le taux d'intérêt et le niveau d'inflation en Tunisie.

A cet effet, du fait que, le « **Pass-Through** » du TMM sur les taux débiteurs des banques tunisiennes est relativement **plus que complet**, nous constatons qu'une augmentation de ce dernier se transmet instantanément au secteur bancaire et se répercute immédiatement sur les conditions des crédits consentis par les agents économiques en Tunisie. Par conséquent, la

PARTIE II : EVALUATION ECONOMETRIQUE DE L'EFFICACITE DU CANAL DU TAUX D'INTERET DANS LA TRANSMISSION DE LA POLITIQUE MONETAIRE : CAS DE LA TUNISIE

demande de crédits sera réduite et les dépenses de consommation et d'investissement s'accroissent. Ce mécanisme se traduit in fine par une baisse de la demande globale entraînant ainsi une baisse du niveau général des prix. Ce résultat se trouve en harmonie avec l'objectif ultime de stabilité des prix poursuivi par la Banque Centrale de Tunisie.

⇒ **Une variation du niveau d'inflation impacte significativement le niveau du taux d'intérêt en Tunisie.**

L'effet maximum d'un choc d'inflation sur le TMM est observé au cours du troisième trimestre, lequel effet se traduit par une hausse du taux d'intérêt pour contrecarrer les pressions inflationnistes et veiller à la stabilité des prix en Tunisie. Par conséquent, le taux du marché monétaire commence à baisser graduellement jusqu'à ce qu'il se rétablisse à son niveau d'équilibre. Ainsi, un choc d'inflation sur le TMM sera résorbé en totalité au bout du neuvième ou même dixième trimestre, l'équivalent de **deux ans et demi**.

Ce graphique soulève une absence totale du phénomène de « **Liquidity Puzzle** » qui a été repris tant de fois dans la revue de littérature empirique. Ce phénomène souligne qu'une hausse du niveau général des prix entraîne une baisse du taux d'intérêt ce qui n'est pas le cas dans ce modèle.

En somme, nous constatons qu'il existe, à court terme, une **relation positive** entre l'inflation et le taux d'intérêt en Tunisie. Ce dernier trouve son niveau d'équilibre au bout de **deux ans et demi**. Par conséquent, nous pouvons conclure que la probabilité qu'il existe une relation stable à long terme entre le taux d'intérêt et le niveau d'inflation est presque nulle. Toutefois, nous pouvons conclure qu'il existe une relation stable à moyen terme entre le niveau d'inflation et le taux d'intérêt. Ce constat montre que l'instrument de politique monétaire adopté par la Banque Centrale de Tunisie est **opérationnel et efficace** dans le cadre de lutte contre l'inflation en Tunisie.

⇒ L'étude de la réaction du TMM suite à un choc d'inflation montre que la transmission de la politique monétaire en Tunisie passe principalement par **le canal du taux d'intérêt**.

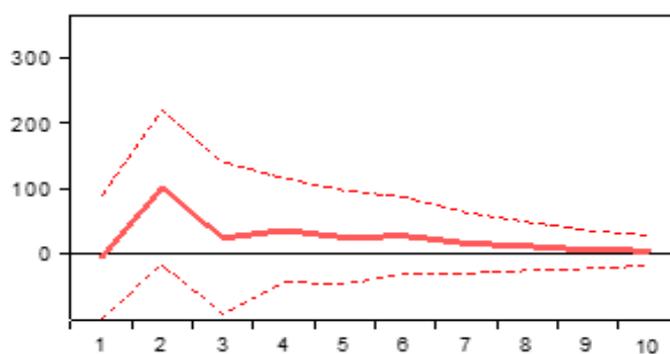
L'étude de l'impact d'un choc d'inflation sur le taux du marché monétaire sera complétée par une analyse de l'effet d'un choc d'inflation sur l'output gap en Tunisie.

PARTIE II : EVALUATION ECONOMETRIQUE DE L'EFFICACITE DU CANAL DU TAUX D'INTERET DANS LA TRANSMISSION DE LA POLITIQUE MONETAIRE : CAS DE LA TUNISIE

b. Réaction de l'Output gap à un choc d'inflation

Le graphique ci-dessous présente la fonction de réponse impulsionnelle de l'output gap suite à un choc d'inflation en Tunisie.

Graphique 05 : Réaction de l'Output gap à un choc d'inflation



Source : Auteur & calculs sur Eviews

La fonction de réponse impulsionnelle de l'output gap suite à un choc positif d'inflation est statistiquement non significative en Tunisie. En effet, ce choc qui se traduit économiquement par une hausse du niveau général des prix, entraîne une augmentation de l'écart de production. Ainsi, le résultat de l'estimation en Tunisie, n'est pas conforme à la revue de littérature théorique. A cet effet, une augmentation du niveau d'inflation, entraîne une réaction instantanée de la part de la Banque Centrale de Tunisie, laquelle réaction se traduit par un relèvement du taux directeur qui constitue le principal instrument de conduite de la politique monétaire en Tunisie. Cette augmentation entraîne une hausse du TMM qui, à son tour, se répercute instantanément sur les conditions de crédits des banques entraînant, ainsi, une baisse de la demande de crédits et les dépenses de consommation et d'investissement s'accroissent. Par conséquent, la demande globale sera réduite et entraîne une décélération de la croissance économique. Ce qui n'est pas le cas en Tunisie.

Cependant, le résultat de l'estimation montre qu'en Tunisie, une augmentation non anticipée du niveau d'inflation entraîne une hausse de l'écart entre le niveau de production réel et potentiel au cours du premier trimestre. Laquelle augmentation est une source de surchauffe de l'activité économique en Tunisie entraînant, ainsi, une nouvelle hausse du niveau d'inflation. Ce résultat se trouve en contradiction avec l'objectif ultime de stabilité des prix poursuivi par la Banque Centrale de Tunisie.

**PARTIE II : EVALUATION ECONOMETRIQUE DE L'EFFICACITE DU CANAL
DU TAUX D'INTERET DANS LA TRANSMISSION DE LA POLITIQUE
MONETAIRE : CAS DE LA TUNISIE**

⇒ **Une variation du niveau d'inflation augmente le niveau de l'output gap à court terme en Tunisie.**

L'effet maximum d'un choc d'inflation sur l'écart de production est observé au cours du deuxième trimestre. De ce fait, ce choc d'inflation commence graduellement à se résorber à moyen terme, et l'écart de production commence à se converger vers son niveau d'équilibre à partir du troisième trimestre. L'effet d'un tel choc sera résorbé en totalité au cours du **neuvième trimestre**.

En définitive, nous constatons qu'il existe, à court terme, une **relation positive** entre l'inflation et l'output gap en Tunisie. Par conséquent, nous pouvons conclure qu'il existe une probabilité que ces deux variables aient une relation stable à moyen terme mais pas à long terme.

Après avoir analysé, dans un premier lieu, les fonctions de réponses impulsionnelles des variables suite à un choc d'inflation, nous poursuivons notre analyse par l'examen de la réaction des variables suite à un choc de politique monétaire en Tunisie.

1.2. Réponse des variables à un choc de politique monétaire

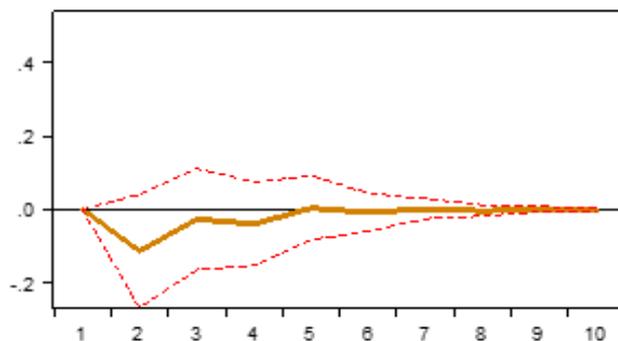
L'identification correcte des effets de chocs de politique monétaire nécessite une certaine homogénéité des actions de la politique monétaire. Cette homogénéité suppose que l'instrument de conduite de la politique monétaire en Tunisie ne change pas toute au long de la période d'étude.

a. Réaction de l'inflation à un choc de taux d'intérêt

Le graphique ci-dessous illustre la fonction de réponse impulsionnelle de l'inflation suite à un choc de politique monétaire en Tunisie.

**PARTIE II : EVALUATION ECONOMETRIQUE DE L'EFFICACITE DU CANAL
DU TAUX D'INTERET DANS LA TRANSMISSION DE LA POLITIQUE
MONETAIRE : CAS DE LA TUNISIE**

Graphique 06 : Réaction de l'inflation à un choc de taux d'intérêt



Source : Auteur & calculs sur Eviews

La représentation graphique ci-dessous, montre que la réponse de l'inflation à un choc positif de taux d'intérêt est statistiquement significative. En effet, ce choc qui se traduit par une augmentation du taux d'intérêt a un impact positif sur l'inflation. Cette réaction est attendue ; elle demeure conforme à la théorie économique et à la logique des mécanismes de transmission de la politique monétaire, laquelle logique présuppose qu'une hausse du taux d'intérêt entraîne une baisse du niveau d'inflation, ce qui est le cas en Tunisie.

⇒ **Une variation du taux d'intérêt a un effet significatif, à court terme, sur le niveau d'inflation en Tunisie.**

Etant donné, que le « **Pass-Through** » de l'instrument de politique monétaire sur les taux débiteurs des banques tunisiennes est relativement **plus que complet**, une augmentation du TMM se transmet instantanément au secteur bancaire et entraîne une répercussion immédiate sur les conditions des crédits consentis par les agents économiques en Tunisie. Par conséquent, la demande de crédits sera réduite et les dépenses de consommation et d'investissement s'accroissent. Ce mécanisme se traduit in fine par une baisse de la demande globale et du niveau général des prix. Le résultat de l'estimation se trouve en harmonie avec l'objectif ultime de stabilité des prix poursuivi par la Banque Centrale de Tunisie.

L'effet maximum de ce choc est observé au cours du deuxième trimestre après le choc. Par la suite, l'effet de ce choc commence à se résorber graduellement à moyen terme et l'inflation se rétablit à son niveau d'équilibre après **quatre trimestres, l'équivalent d'un an**.

PARTIE II : EVALUATION ECONOMETRIQUE DE L'EFFICACITE DU CANAL DU TAUX D'INTERET DANS LA TRANSMISSION DE LA POLITIQUE MONETAIRE : CAS DE LA TUNISIE

La fonction de réponse impulsionnelle de l'inflation suite à un choc du taux d'intérêt, soulève l'absence du phénomène de « **Price Puzzle** » en Tunisie, repris plusieurs fois dans la revue de la littérature empirique ayant traité la même problématique. Ce phénomène de « **Price Puzzle** » relève qu'une hausse du taux d'intérêt entraîne une augmentation de l'inflation ce qui n'est pas le cas dans ce modèle.

Au final, nous constatons qu'il existe, à court terme, **une relation négative** entre le taux d'intérêt et l'inflation. En effet, l'inflation trouve son niveau d'équilibre au plus tard **dans un an**. Ce rythme de convergence est plus rapide par rapport à celui du TMM suite à un choc d'inflation (deux ans et demi). Par conséquent, nous constatons que la probabilité qu'il existe une relation stable à long terme entre le taux d'intérêt et l'inflation est quasiment faible. Toutefois, nous pouvons conclure que l'instrument de politique monétaire adopté par la Banque Centrale de Tunisie est **opérationnel** est **efficace** dans le cadre de lutte contre l'inflation en Tunisie.

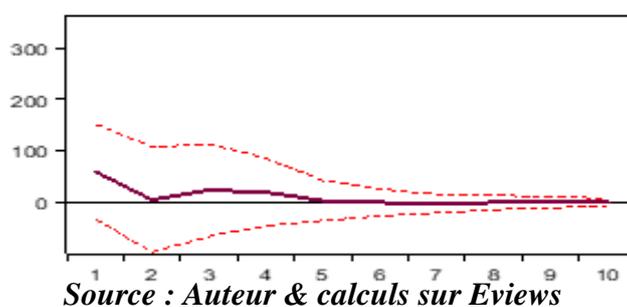
⇒ L'étude de la réaction de l'inflation à un choc du taux d'intérêt montre que la transmission de la politique monétaire en Tunisie passe principalement par **le canal du taux d'intérêt**.

Après avoir étudié l'effet d'un choc du taux d'intérêt sur l'inflation, nous nous intéressons à l'analyse de l'effet de ce dernier sur l'output gap.

b. Réaction de l'output gap à un choc de taux d'intérêt

Le graphique ci-dessous présente la fonction de réponse impulsionnelle de l'output gap suite à un choc de politique monétaire en Tunisie.

Graphique 07 : Réaction de l'Output gap à un choc de taux d'intérêt



PARTIE II : EVALUATION ECONOMETRIQUE DE L'EFFICACITE DU CANAL DU TAUX D'INTERET DANS LA TRANSMISSION DE LA POLITIQUE MONETAIRE : CAS DE LA TUNISIE

La fonction de réponse impulsionnelle de l'écart de production suite à un choc positif du taux d'intérêt est statistiquement significative en Tunisie. Elle stipule qu'un accroissement non anticipé du taux d'intérêt entraîne une baisse de la demande globale, laquelle baisse se traduit par une diminution du PIB et donc de l'output gap à court terme. Cette baisse peut être justifiée par la forte indexation des taux bancaires en Tunisie sur le TMM et par un « **Pass-Through** » relativement **plus que complet** de ce dernier sur les taux débiteurs des banques.

⇒ **Les variations du taux d'intérêt ont un effet significatif, à court terme sur l'écart de production en Tunisie.**

Constat montre que toute augmentation (diminution) du taux de marché monétaire entraîne une hausse (baisse) des taux bancaires en Tunisie. Cette hausse (baisse) entraîne une baisse (hausse) de la demande des crédits et par conséquent une baisse (hausse) de la demande globale. Cette répercussion se traduit par une baisse (hausse) du PIB et donc de l'output gap en Tunisie. Le résultat de l'estimation se trouve en harmonie avec l'objectif ultime de stabilité des prix poursuivi par la Banque Centrale de Tunisie.

L'effet maximum de ce choc est observé au cours du deuxième trimestre, lequel effet se traduit, à court terme, par une baisse de l'output gap se rapprochant du niveau zéro puis commence à augmenter au début du troisième trimestre. Par la suite, l'effet de ce choc commence à se résorber graduellement et l'output gap se rétablit à son niveau d'équilibre après **quatre trimestres, l'équivalent d'un an**.

En somme, nous constatons qu'il existe, à court terme, une **relation négative** entre le taux d'intérêt et l'écart de production en Tunisie. En effet, ce dernier trouve son niveau d'équilibre après **quatre trimestres**. Par conséquent, la probabilité qu'il existe une relation stable de long terme entre le taux d'intérêt et l'output gap est faible en Tunisie. Ce constat prouve que l'instrument de politique monétaire adopté par la Banque Centrale de Tunisie est **opérationnel et efficace** dans le cadre de lutte contre l'inflation.

⇒ L'étude de la réponse de l'output gap suite à un choc du taux d'intérêt montre que la transmission de la politique monétaire en Tunisie passe principalement par **le canal du taux d'intérêt**.

PARTIE II : EVALUATION ECONOMETRIQUE DE L'EFFICACITE DU CANAL DU TAUX D'INTERET DANS LA TRANSMISSION DE LA POLITIQUE MONETAIRE : CAS DE LA TUNISIE

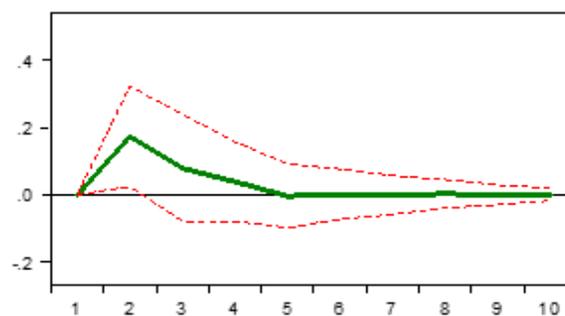
Cette analyse doit être complétée par l'étude des effets d'un choc d'output gap sur l'inflation et sur l'instrument de politique monétaire en Tunisie.

1.3. Réponses des variables à un choc d'output gap

a. Réaction de l'inflation à un choc de l'output gap

Le graphique ci-dessous illustre la fonction de réponse impulsionnelle de l'inflation suite à un choc d'output gap en Tunisie.

Graphique 08 : Réaction de l'inflation à un choc de l'output gap



Source : Auteur & calculs sur Eviews

La fonction de réponse impulsionnelle de l'inflation suite à un choc d'output gap est statistiquement significative en Tunisie. Ce résultat montre que l'output gap explique davantage la dynamique d'inflation en Tunisie. Ce résultat a été prouvé dans la majorité des travaux empiriques ayant traité cette relation (**voir annexe B.9**) et il vient de confirmer l'hypothèse **H3** qui présuppose qu'il existe une corrélation positive entre le niveau d'inflation et l'écart de production en Tunisie.

Dans ce contexte, la théorie économique montre qu'il existe un **lien positif** entre l'output gap et le niveau d'inflation. De même, théoriquement, toute augmentation de l'output gap entraîne une situation de surchauffe économique, laquelle situation entraîne des pressions inflationnistes. Cependant, dans certaines situations, cette relation se trouve non vérifiée, du fait, qu'il existe plusieurs sources d'inflation autres que l'accroissement de la production potentielle.

Pour le contexte tunisien, l'étude montre qu'un choc positif d'output gap qui se traduit, à court terme, par la hausse de l'écart entre le niveau de production réel et potentiel, engendre

PARTIE II : EVALUATION ECONOMETRIQUE DE L'EFFICACITE DU CANAL DU TAUX D'INTERET DANS LA TRANSMISSION DE LA POLITIQUE MONETAIRE : CAS DE LA TUNISIE

une augmentation inflation à la hausse. Cette augmentation doit être contrecarrée par un relèvement du taux directeur, principal instrument de conduite de la politique monétaire en Tunisie.

L'effet maximum d'un choc d'output gap sur le niveau d'inflation est observé au cours du deuxième trimestre après le choc. Par la suite, ce choc commence à se résorber graduellement à moyen terme, et l'inflation commence à converger vers son niveau d'équilibre à la fin du deuxième trimestre. Par conséquent le choc sera résorbé en totalité au cours du **cinquième trimestre**.

Ce résultat est semblable à la réponse de l'inflation suite à un choc du taux d'intérêt. Les deux chocs produisent le même effet mais de sens inverse et l'inflation trouve son niveau d'équilibre au plus tard après cinq trimestres dans les deux situations, soit un rythme de retour à l'équilibre largement acceptable pour l'économie tunisienne.

Notre estimation donne un résultat conforme à la revue de littérature théorique et empirique. En effet, la dynamique d'inflation en Tunisie est impactée par le niveau de production potentiel, mais elle est aussi générée par d'autres sources telles que l'inflation importée. De même, l'étude montre que l'output gap est un bon indicateur de croissance économique en Tunisie, lequel indicateur doit être suivi avec beaucoup d'attention par la Banque Centrale de Tunisie pour prédire et expliquer la dynamique de l'inflation.

⇒ L'étude de la réaction de l'inflation suite à un choc d'output gap montre que la transmission de la politique monétaire en Tunisie passe principalement par **le canal du taux d'intérêt**.

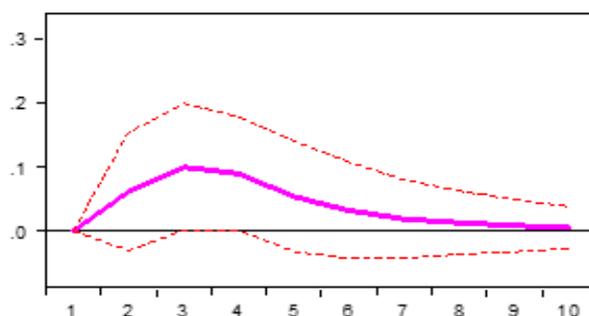
Pour compléter l'étude de l'efficacité du canal du taux d'intérêt dans la transmission de la politique monétaire en Tunisie, nous finirons notre analyse par l'étude de la fonction de réponse impulsionnelle de l'instrument de politique monétaire suite à un choc d'output gap en Tunisie.

b. Réaction du TMM à un choc de l'output gap

Le graphique ci-dessous présente la fonction de réponse impulsionnelle de l'instrument de politique monétaire suite à un choc d'output gap en Tunisie.

**PARTIE II : EVALUATION ECONOMETRIQUE DE L'EFFICACITE DU CANAL
DU TAUX D'INTERET DANS LA TRANSMISSION DE LA POLITIQUE
MONETAIRE : CAS DE LA TUNISIE**

Graphique 09 : Réaction du TMM à un choc de l'output gap



Source : Auteur & calculs sur Eviews

La fonction de réponse impulsionnelle du TMM suite à un choc positif de l'écart de production est statistiquement significative. En effet, un accroissement non anticipé de l'écart de production entraîne une hausse du taux d'intérêt en Tunisie au cours du premier trimestre après le choc. Ce constat vient de confirmer l'hypothèse **H1** qui présuppose qu'il existe une corrélation positive entre le taux d'intérêt et l'écart de production en Tunisie.

⇒ **Un changement du niveau de l'écart de production exerce un effet significatif, à court terme, sur l'instrument de politique monétaire en Tunisie.**

L'augmentation de l'output gap peut être considérée comme une source de surchauffe de l'activité économique en Tunisie. Il s'agit d'une hausse incontrôlée du niveau d'activité entraînant, ainsi, une hausse du niveau général des prix. Etant proactive, la Banque Centrale de Tunisie, fera recours instantanément à son instrument de conduite politique monétaire pour lutter contre les pressions inflationnistes. Une telle action sera traduite par un relèvement instantané du taux directeur qui à son tour impacte le taux du marché monétaire. De son côté, le TMM se transmet instantanément sur les taux bancaires et entraîne une baisse de la demande des crédits et de la demande globale dans son ensemble. Cette baisse sera traduite finalement par une diminution du PIB et donc de l'output gap en Tunisie. Ce résultat se trouve en harmonie avec l'objectif ultime de stabilité des prix poursuivi par la Banque Centrale de Tunisie.

L'effet maximum de ce choc est observé au cours du troisième trimestre, lequel effet se traduit par une hausse instantanée du TMM. Il commence à se diminuer au cours du

**PARTIE II : EVALUATION ECONOMETRIQUE DE L'EFFICACITE DU CANAL
DU TAUX D'INTERET DANS LA TRANSMISSION DE LA POLITIQUE
MONETAIRE : CAS DE LA TUNISIE**

quatrième trimestre. Par la suite, l'effet de ce choc commence à se résorber et le TMM rétablit son niveau d'équilibre à la fin du neuvième trimestre.

Au final, nous constatons qu'il existe, à court terme, une **relation positive** entre l'écart de production et le taux d'intérêt. Par conséquent, nous constatons que la probabilité qu'il existe une relation stable à long terme entre ces deux variables est faible en Tunisie. Cependant, nous pouvons conclure qu'il existe une forte probabilité que ces deux variables aient une relation stable à moyen terme. Ce constat prouve que l'instrument de politique monétaire adopté par la Banque Centrale de Tunisie est **opérationnel et efficace** dans le cadre de lutte contre l'inflation en Tunisie.

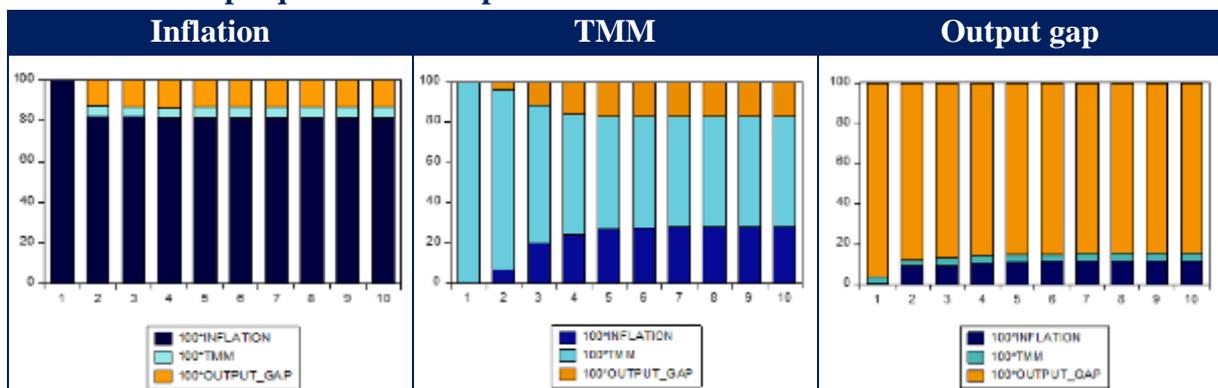
⇒ L'étude de la réponse du TMM suite à un choc d'output gap montre que la transmission de la politique monétaire en Tunisie passe principalement par **le canal du taux d'intérêt**.

Les conclusions dégagées lors de l'analyse des fonctions de réponses impulsionnelles peuvent être complétées par l'analyse de la décomposition de la variance totale de chacune des variables de l'étude.

2. Analyse de la décomposition de la variance de l'erreur de prévision

La décomposition de la variance apporte des informations complémentaires pour une bonne compréhension de la relation dynamique entre les variables de l'estimation. Cette analyse constitue une mesure du poids relatif de chaque choc du modèle SVAR dans l'explication de la variance de chaque variable de l'étude.

Graphique 10 : Décomposition de la variance totale des variables



Source : Auteur & calculs sur Eviews

PARTIE II : EVALUATION ECONOMETRIQUE DE L'EFFICACITE DU CANAL DU TAUX D'INTERET DANS LA TRANSMISSION DE LA POLITIQUE MONETAIRE : CAS DE LA TUNISIE

L'analyse de la **décomposition de la variance totale de l'inflation** montre qu'au bout d'un trimestre, la variation de l'inflation est due principalement à ses propres innovations (**100%**). En effet, à partir du **deuxième trimestre**, la contribution des autres variables commence à augmenter. Ainsi, la variance du niveau d'inflation est expliquée à hauteur de **82%** par ses propres innovations, **12%** par un choc d'output gap et **6%** par un choc du taux d'intérêt. A partir du **quatrième trimestre jusqu'au dixième trimestre**, la variance de l'erreur de prévision de l'inflation est expliquée à hauteur de **81%** par ses propres innovations, **13%** par un choc d'output gap et **6%** par un choc du taux d'intérêt.

⇒ *L'inflation contribue avec une grande ampleur dans la détermination de sa variance.*

L'analyse de la **décomposition de la variance totale du TMM** stipule qu'au bout d'un **trimestre**, la variation du taux de marché monétaire est expliquée principalement à ses propres innovations (**100%**). En effet, à partir du **troisième trimestre**, la contribution des autres variables commence à augmenter. Ainsi, la variance du taux de marché monétaire est expliquée à hauteur de **69%** par ses propres innovations, **20%** par un choc d'inflation et **11%** par un choc d'output gap. A partir du **sixième trimestre jusqu'au dixième trimestre**, la variance de l'erreur de prévision du TMM est expliquée à hauteur de **55%** par ses propres innovations, **28%** par un choc d'inflation et **17%** par un choc d'output gap.

⇒ *Le TMM contribue avec une grande ampleur dans la détermination de sa variance.*

L'analyse de la **décomposition de la variance totale de l'output gap** indique qu'au bout d'un **trimestre**, la variation de l'output gap est expliquée principalement à ses propres innovations (**96%**). En effet, à partir du **deuxième trimestre**, la contribution des autres variables commence à augmenter. Ainsi, la variance de l'output gap est expliquée à hauteur de **88%** par ses propres innovations, **9%** par un choc d'inflation et **3%** par un choc du taux d'intérêt. A partir du **quatrième trimestre jusqu'au dixième trimestre**, la variance de l'erreur de prévision de l'output gap est expliquée à hauteur de **86%** par ses propres innovations, **11%** par un choc d'inflation et **3%** par un choc du taux d'intérêt.

⇒ *L'output gap contribue avec une grande ampleur dans la détermination de sa variance.*

PARTIE II : EVALUATION ECONOMETRIQUE DE L'EFFICACITE DU CANAL DU TAUX D'INTERET DANS LA TRANSMISSION DE LA POLITIQUE MONETAIRE : CAS DE LA TUNISIE

Conclusion

La transmission de la politique monétaire via le canal du taux d'intérêt met au point son achèvement au niveau macroéconomique. Ainsi, dans cette étape de transmission, nous avons étudié, à travers un modèle SVAR, les fonctions de réponses impulsionnelles de l'inflation et de la croissance économique suite à un choc de politique monétaire en Tunisie.

Le résultat de l'estimation permet de constater que les fonctions de réponses impulsionnelles sont statistiquement significatives pour toutes les relations à l'exception de celle d'un choc d'inflation sur l'output gap. Ainsi, cette estimation montre qu'un choc positif d'inflation, qui se traduit par l'augmentation du niveau général des prix, entraîne une hausse du TMM. Ce résultat se trouve en harmonie avec l'objectif ultime de stabilité des prix poursuivi par la Banque Centrale de Tunisie. Cependant, suite à ce choc d'inflation, l'output gap en Tunisie augmente, un tel résultat est non conforme à la littérature empirique et il se trouve en contradiction avec l'objectif ultime de stabilité des prix poursuivi par la Banque Centrale de Tunisie. De même, un choc positif de politique monétaire, qui se traduit par une augmentation du TMM, entraîne une baisse de l'inflation et de l'output gap en Tunisie. Egalement, un choc positif d'output gap, qui se traduit par une hausse du niveau de la croissance économique en Tunisie, entraîne une augmentation du niveau général des prix et du TMM.

En outre, l'estimation souligne l'absence des deux phénomènes de « **Price Puzzle** » et de « **Liquidity Puzzle** » en Tunisie repris plusieurs fois dans la revue de littérature. Ainsi, le premier phénomène stipule qu'une hausse du taux d'intérêt entraîne une augmentation de l'inflation, alors que le deuxième souligne qu'une hausse du niveau général des prix entraîne une baisse du taux d'intérêt, ce qui n'est pas le cas en Tunisie durant la période 2012-2022.

De surcroît, l'analyse des fonctions de réponses impulsionnelles montre que l'effet maximum d'un choc d'inflation sur le TMM est observé au cours du troisième trimestre et il sera résorbé en totalité au bout de **deux ans et demi**. De même, l'effet d'un choc d'inflation sur l'output gap est observé au cours du deuxième trimestre après le choc. Ce dernier converge vers son équilibre dans les **neufs trimestres** qui suivent l'impulsion du choc. En outre, suite à un choc de politique monétaire exprimé par le TMM, l'analyse des fonctions de réponses impulsionnelles montre que l'effet maximum sur l'inflation est observé au cours du deuxième trimestre après le choc, lequel effet sera résorbé graduellement à moyen terme et l'inflation

**PARTIE II : EVALUATION ECONOMETRIQUE DE L'EFFICACITE DU CANAL
DU TAUX D'INTERET DANS LA TRANSMISSION DE LA POLITIQUE
MONETAIRE : CAS DE LA TUNISIE**

rétablisse son niveau d'équilibre **au bout d'un an**. Egalement, l'effet de ce choc sur l'output gap est observé au cours du deuxième trimestre. Ainsi l'output gap se rapproche du niveau zéro puis commence à augmenter au début du troisième trimestre et il rétablisse à son niveau d'équilibre après **cinq trimestres**. Quant au choc d'output gap, l'étude montre que l'effet maximum sur l'inflation est observé au cours du deuxième trimestre. Cette dernière, retrouve son niveau d'équilibre au début du cinquième trimestre après l'impulsion du choc. En outre, l'effet de ce choc sur le TMM atteint son maximum au cours du troisième trimestre, lequel effet se traduit par une hausse instantanée du TMM. Ce dernier commence à se diminuer au cours du quatrième trimestre. Par la suite, l'effet de ce choc commence à se résorber et le TMM rétablisse son niveau d'équilibre à la fin du neuvième trimestre.

Enfin, l'étude de la réponse des variables de l'étude suite aux chocs impulsés montre que la transmission de la politique monétaire en Tunisie passe principalement par le canal du taux d'intérêt et l'estimation révèle que l'instrument de politique monétaire qui est le TMM est opérationnel et relativement efficace dans la conduite de la politique monétaire et lutte contre l'inflation en Tunisie.

CONCLUSION GENERALE

La politique monétaire en Tunisie a subi des changements substantiels au cours des dernières années et les expériences de récessions profondes et de fortes volatilités de certains indicateurs économiques ont conduit les économistes à chercher un ancrage nominal de cette dernière et à développer des politiques permettant de cibler les agrégats monétaires, la production et l'inflation.

A partir de 2012, un nouveau programme de conduite de la politique monétaire fondé sur le ciblage d'inflation a été mis en place. Ainsi, la Banque Centrale de Tunisie a adopté une politique monétaire fondée sur l'ancrage des anticipations inflationnistes susceptible d'agir sur le niveau d'inflation future. Dès lors, le taux d'intérêt directeur a été choisi comme étant le principal instrument de conduite de la politique monétaire. A cet effet, l'évolution de l'inflation en Tunisie durant la période 2018-2022 ainsi que les actions de la BCT face à cette évolution montrent que la stabilité des prix restera toujours un impératif pour l'autorité monétaire auquel tous les efforts doivent être réservés. Ainsi, ce constat montre, qu'en général, lorsque l'inflation augmente, la réaction de la BCT sera l'augmentation du taux directeur. Par conséquent, ce cadre d'analyse nous a poussé à poser la question sur l'efficacité du canal du taux d'intérêt dans la transmission de la politique monétaire en Tunisie.

Dans le cadre de ce travail de recherche, nous avons apporté des éléments de réponse à cette problématique. Pour ce faire, nous avons présenté dans la première partie une revue de littérature théorique et empirique relative à l'étude de l'efficacité du canal du taux d'intérêt dans la transmission de la politique monétaire. De même, dans une deuxième partie, nous avons exposé les résultats de l'étude empirique portant sur l'efficacité du canal du taux d'intérêt dans la transmission de la politique monétaire en Tunisie. Pour mener à bien ce travail, nous avons fait référence aux travaux empiriques en Tunisie ayant traité la même problématique. Ainsi, nous avons constaté que la transmission de la politique monétaire comporte essentiellement deux étapes.

Premièrement, la transmission de la politique monétaire est initiée au niveau microéconomique. A cette fin, nous avons analysé, à travers un modèle ARDL, le « **Pass-Through** » de l'instrument de politique monétaire sur les taux débiteurs des banques tunisiennes. Pour ce faire, nous nous sommes référés au taux du marché monétaire comme instrument de conduite de la politique monétaire et nous avons constaté que les fluctuations de

CONCLUSION GENERALE

cet instrument sont très révélatrices des variations du taux directeur en Tunisie. De même, en raison de la confidentialité des données, nous avons eu recours au taux effectif global « TEG » spécifique à chaque catégorie de crédit pour représenter les taux débiteurs des banques tunisiennes. Ainsi, **par catégorie de crédit**, nous avons retenu les TEG relatifs aux crédits à la consommation et aux crédits d'Habitat. Egalement, pour les crédits **repartis par terme**, nous avons retenu les TEG relatifs aux crédits à CT, à MT et à LT. En outre, étant donné que le TEG est publié semestriellement, ce travail de recherche a été fondé sur des données semestrielles couvrant une période allant du premier semestre 2000 jusqu'au premier semestre 2022.

Dans ce cadre, le modèle ARDL nous a permis de distinguer entre la dynamique de court terme, la force de rappel à l'équilibre et la dynamique de long terme des différentes relations de l'estimation. Ainsi, les résultats montrent que, concernant la dynamique de court terme, le taux du marché monétaire exerce un **effet positif** sur les taux débiteurs des crédits bancaires en Tunisie. Lequel effet s'avère **moins que proportionnel** à court terme pour toutes les catégories des crédits. De ce fait, quand le TMM s'accroît de 1%, les taux débiteurs des crédits à la **consommation et d'habitat** subissent une évolution haussière respectivement de 0.53% et 0.54%. De même, pour les crédits **repartis par terme**, un accroissement du TMM de 1% entraîne hausse des taux débiteurs de crédits à CT, à MT et à LT de 0.69%, 0.66% et de 0.53% respectivement.

En ce qui concerne **la force de rappel à l'équilibre de long terme**, les résultats de l'estimation montrent que la proportion du déséquilibre entre le TEG observé et le TEG d'équilibre, déterminée par l'estimation du modèle ARDL, sera corrigée en **un semestre** et l'ajustement total sera presque terminé dans **deux ans** pour les crédits à la consommation et dans **11 mois** pour les crédits d'habitat. De même, l'ajustement complet sera quasiment terminé au bout **d'un an et demi** pour les crédits à court terme, en **moins de trois semestres** pour les crédits à moyen terme et dans **un an** pour les crédits à long terme. Cette vitesse de retour du TEG relative à chaque catégorie de crédit vers son niveau d'équilibre est acceptée et elle se rapproche de celle mentionnée dans la littérature empirique en Tunisie (**WROBEL, PRZYSTUPA, JARDAK et MAKNI, 2014**).

Quant à **la dynamique de long terme** des différentes variables étudiées avec le TMM, les résultats de l'estimation montrent que le « **Pass-Through** » du taux de marché monétaire sur les taux débiteurs des banques tunisiennes est **relativement plus que complet et unitaire**

pour toutes les catégories de crédits à l'exception des crédits d'Habitat qui est presque complet (97%). Ce résultat est accepté et est conforme à la revue de littérature empirique en Tunisie (WROBEL, PRZYSTUPA, JARDAK et MAKNI, 2014).

Le terme constant présenté dans relation de long terme reflète la marge bénéficiaire appliquée par les banques tunisiennes sur les crédits consentis. Cette marge, diffère d'une catégorie de crédits à une autre, compte tenu de plusieurs facteurs déterminants à savoir : la concurrence bancaire, le pouvoir de négociation, le risque attendu, l'élasticité de la demande, les facteurs réglementaires et la maturité. Ainsi, les résultats de l'estimation auraient pu être améliorés si le travail avait été fondé sur des données réelles au lieu d'utiliser le TEG calculé semestriellement.

Deuxièmement, la transmission de la politique monétaire via le canal du taux d'intérêt met au point son achèvement au niveau macroéconomique. Ainsi, dans cette étape de transmission, nous avons étudié, à travers un modèle SVAR, les fonctions des réponses impulsionnelles de l'inflation et de la croissance économique suite à un choc de politique monétaire en Tunisie. Cette étude a été faite avec une fréquence trimestrielle couvrant la période 2012-2022.

Le résultat de l'estimation permet de constater que les fonctions de réponses impulsionnelles sont statistiquement significatives pour toutes les relations à l'exception de celle d'un choc d'inflation sur l'output gap. Ainsi, cette estimation montre qu'un **choc positif d'inflation**, qui se traduit par l'augmentation du niveau général des prix, entraîne une hausse du TMM. Cependant, suite à ce choc l'output gap en Tunisie augmente, un tel résultat est non conforme à la littérature empirique. De même, un **choc positif de politique monétaire**, qui se traduit par une augmentation du TMM, entraîne une baisse de l'inflation et de l'output gap en Tunisie. Egalement, un **choc positif d'output gap**, qui se traduit par une hausse du niveau de la croissance économique en Tunisie, entraîne une augmentation du niveau général des prix et du TMM. Par la suite, le résultat de l'estimation montre que, toute augmentation de l'instrument de politique monétaire se transmet au secteur bancaire et se répercute instantanément sur les conditions des crédits consentis par les agents économiques en Tunisie. Par conséquent, la demande de crédits sera réduite et les dépenses de consommation et d'investissement s'accroissent, entraînant ainsi une baisse de la demande globale et du niveau général des prix.

CONCLUSION GENERALE

En outre, l'estimation souligne l'absence des deux phénomènes de « **Price Puzzle** » et de « **Liquidity Puzzle** » en Tunisie. Ainsi, le premier phénomène stipule qu'une hausse du taux d'intérêt entraîne une augmentation de l'inflation, alors que le deuxième souligne qu'une hausse du niveau général des prix entraîne une baisse du taux d'intérêt, ce qui n'est pas le cas en Tunisie durant la période 2012-2022.

De surcroît, l'analyse des fonctions de réponses impulsionnelles montre que l'effet maximum d'un **choc d'inflation sur le TMM** est observé au cours du troisième trimestre et il sera résorbé en totalité au bout de **deux ans et demi**. De même, l'effet d'un **choc d'inflation sur l'output gap** est observé au cours du deuxième trimestre après le choc. Ce dernier converge vers son équilibre dans les **neufs trimestres** qui suivent l'impulsion du choc. En outre, suite à un **choc de politique monétaire** exprimé par le TMM, l'analyse des fonctions de réponses impulsionnelles montre que l'effet maximum sur l'inflation est observé au cours du deuxième trimestre après le choc, lequel effet sera résorbé graduellement à moyen terme et l'inflation rétablisse son niveau d'équilibre **au bout d'un an**. Egalement, l'effet de ce choc sur l'output gap est observé au cours du deuxième trimestre. Ainsi l'output gap se rapproche du niveau zéro puis commence à augmenter au début du troisième trimestre et il rétablisse à son niveau d'équilibre après **cinq trimestres**. Quant au choc d'output gap, l'étude montre que l'effet maximum sur l'inflation est observé au cours du deuxième trimestre. Cette dernière, retrouve son niveau d'équilibre **au début du cinquième trimestre après l'impulsion du choc**. En outre, l'effet de ce choc sur le TMM atteint son maximum au cours du troisième trimestre, lequel effet se traduit par une hausse instantanée du TMM. Ce dernier commence à se diminuer au cours du quatrième trimestre. Par la suite, l'effet de ce choc commence à se résorber et le TMM rétablisse son niveau d'équilibre **à la fin du neuvième trimestre**.

En somme, l'estimation montre qu'il existe une **relation négative** entre l'instrument de politique monétaire (TMM) et le niveau d'inflation en Tunisie. De même, l'estimation permet de constater qu'il existe une **relation négative** entre le TMM et l'output gap en Tunisie. Ainsi, le résultat de l'estimation se trouve en harmonie avec l'objectif ultime de stabilité des prix poursuivi par la Banque Centrale de Tunisie.

Finalement, l'estimation montre que l'instrument de politique monétaire qui est le TMM est **opérationnel** et **relativement efficace** dans la conduite de la politique monétaire et lutte contre l'inflation en Tunisie.

CONCLUSION GENERALE

Notre étude sur l'efficacité du canal du taux d'intérêt dans la transmission de la politique monétaire est soumise à quelques limites.

Premièrement, dans le cadre de l'analyse du « Pass-Through » du taux de marché monétaire sur les taux débiteurs des banques tunisiennes, nous avons constaté que la force de rappel à l'équilibre est plus ou moins lente. Elle peut être améliorée si le travail a été mené sur la base des données mensuelles ou même trimestrielles. Egalement, ce résultat peut être amélioré s'il a été fondé sur des données réelles au lieu d'utiliser le taux effectif global comme étant un proxy du taux débiteur de chaque catégorie de crédit.

Deuxièmement, étant donné que, dans le cadre de ce travail, nous avons concentré notre réflexion sur un seul canal de transmission de la politique monétaire qui est celui du taux d'intérêt, nous n'avons pas pu avoir une idée sur l'efficacité des autres canaux de transmission et lequel des canaux est le plus efficace dans la transmission de la politique monétaire en Tunisie.

Ainsi, les futures recherches pourraient étendre et approfondir la présente étude en analysant les trois principaux canaux de transmission de la politique monétaire en Tunisie à savoir : canal du taux d'intérêt, canal du taux de change et canal des crédits.

RÉFÉRENCES BIBLIOGRAPHIQUES

- A.Makni (2019): A Macro-Model to Monetary Transmission Analysis in Tunisia**
- Abdelli, S., Belhadj, B., 2015. B** The Dynamic Stochastic General Equilibrium Model for the Monetary Policy Analysis in Tunisia.
- Adjemian, S., Devulder, A., 2011.** Évaluation de la politique monétaire dans un modèle DSGE pour la zone euro.
- Agénor, P-R., K. El Aynaoui (2007),** Le mécanisme de transmission de la politique monétaire au Maroc : Un cadre analytique, Bank Al-Maghrib, mimeo.
- Alimi, K. & Chakroun, M. & Levieuge, G.** Diagnosis of Monetary Policy in Tunisia During the Last Decade: a DSGE Model Approach.
- AN Berger, TH Hannan (1991) :** Using Efficiency Measures to Distinguish among Alternative Explanations of the Structure-Performance Relationship in Banking.
- AN Mehrotra, J Yetman (2015) :** Financial inclusion-issues for central banks.
- Angeloni, I. & Ehrmann, M. (2003).** Monetary transmission in the euro area: early evidence. *Economic Policy*, 8, 469-501.
- Barran, F., Coudert, V., & Mojon, B. (1995).** Transmission de la politique monétaire et crédit bancaire Une application à trois pays de l'OCDE. *Revue économique*, 393-413.
- Bationo, B. (2013).** « Analyse des taux d'intérêt débiteurs appliqués par les banques dans les pays membres de l'Union Economique et Monétaire Ouest Africaine (UEMOA) ».
- Belke, A, Beckmann, J., & Verheyen, F. (2013).** Interest rate pass through in the EMU-New evidence from nonlinear cointegration techniques for fully harmonized data. *Journal of International money and finance*, 37, 1-24.
- Bennouna, H. (2018).** « Pass-through du taux d'intérêt au Maroc : Enseignements à partir de l'enquête trimestrielle sur les taux débiteurs ».
- Bernanke B. S. and Ilian Mihov (1996).** "Measuring Monetary Policy". NBER working paper no. 5145, June 1995, updated as INSEAD Discussion Paper 96/74/EPS/FIN, 1996.
- Bernanke, B. (1990).** The federal funds rate and the channels of monetary transmission (No. w3487). National Bureau of Economic Research.
- Bernanke, B.S., and A.S. Blinder. 1992.** "The Federal Funds Rate and the Channels of Monetary Transmission", *The American Economic Review*, Vol. 82, Issue 4, September.
- Blanchard, O. J., & Quah, D. (1988).** The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances.
- Boivin, J., & Giannoni, M. (2002).** Assessing changes in the monetary transmission mechanism: A VAR approach. *Federal Reserve Bank of New York Economic Policy Review*, 8(1), 97-111.
- Boivin, J., M.T. Kiley, and F.S. Mishkin, 2010,** "How Has the Monetary Transmission Mechanism Evolved Over Time?" *Finance and Economics Discussion Series*, Divisions of Research and Statistics and Monetary Affairs, Federal Reserve Board, Washington, D.C, (2010).
- Boivin, Jean, Marc P. Giannoni, 2003.** "Has Monetary Policy Become More Effective?" NBER Working Papers 9459, National Bureau of Economic Research, Inc.
- Brainard W. (1967).** Uncertainty and the effectiveness of monetary policy. *American economic review*, 57, 411-425.

C.Kwapil, J.Scharler (2006) : Limited pass-through from policy to retail interest rates: empirical evidence and macroeconomic implications.

C.Saborowski, MS Weber - 2013 : Assessing the determinants of interest rate transmission through conditional impulse response functions.

Cadore, Durand, et Payelle. (2006). «The heterogeneous effects of monetary policy in the euro area: a sectoral approach». IMF staff papers 41, N°4.

CD Romer, DH Romer (1989) : Does monetary policy matter? A new test in the spirit of Friedman and Schwartz.

Cecchetti, S. (2000). Making monetary policy: objectives and rules. Oxford Review of Economic Policy, 16(4), 43–59.

CEV Borio, W Fritz – (1995) : The response of short-term bank lending rates to policy rates: a cross-country perspective

Christiano, L.J., M. Eichenbaum, and C.L. Evans. 1996. “The Effects of Monetary Policy Shocks: Evidence from the Flow of Funds,” Review of Economic and Statistics, Vol. 78, No. 1, February.

CK Sørensen, T Werner - 2006 . Bank interest rate pass-through in the euro area: a cross country comparison

Clarida, R., Gali, J., & Gertler, M. (2000). Monetary policy rules and macroeconomic stability: evidence and some theory. The Quarterly Journal of Economics, February, 2000, 147–180.

Cottarelli, C., et Kourelis, A. (1994). «Financial structure, bank lending rates and the transmission mechanism of monetary policy». IMF Staff Papers, 587–623.

D Aristei, M Gallo (2014) : Interest rate pass-through in the Euro area during the financial crisis: A multivariate regime-switching approach.

D Neumark, SA Sharpe (1992) : Market structure and the nature of price rigidity: evidence from the market for consumer deposits.

De Bondt, G. (2002). «Retail bank interest rate pass-through : New evidence at the Euro Area level». ECB Working Paper, No. 136.

De Bondt, G. J. (2005). «Interest Rate Pass-Through : Empirical Results for the Euro Area». German Economic Review, 6(1), 37–78.

De Graeve, F., De Jonghe, O., et Vander Venet, R. (2007). «Competition transmission and bank pricing policies: Evidence from Belgian loan and deposit markets». Journal of Banking and Finance, 31, 259–278.

De Graeve, F., De Jonghe, O., et Venet, R. V. (2004). «The determinants of Pass-Through of Market Conditions to Bank Retail Interest Rates in Belgium». Document de travail de la Banque Nationale de Belgique, n°47 mai.

DP Chionis, CA Leon (2006) : Interest rate transmission in Greece: Did EMU cause a structural break?

Drobyshevsky S., Trunin P., Kamenskikh M. 2008: Analysis of Monetary Policy Transmission Mechanism in the Russian Economy. IEP Research Papers, No. 116P

E Dabla-Norris, H Floerkemeier (2006): Transmission mechanisms of monetary policy in Armenia: evidence from VAR analysis.

E Stanisławska (2015) : Interest rate pass-through in Poland: Evidence from individual bank data.

E.Wrobel, J.Przystupa, T.Jardak Et A.Makni (2014): les mécanismes de transmission de la politique monétaire en Tunisie.

Egert, B., Cuaresma, C. J., et Reininger, T. (2007). «Interest rate pass-through in central and Eastern Europe: Reborn».

Eric M. Leeper, Christopher A. Sims, Tao Zha, Robert E. Hall and Ben S. Bernanke: What Does Monetary Policy Do?

FS Nyumuah (2018) : An Empirical Analysis of the Monetary Transmission Mechanism of Developing Economies: Evidence from Ghana.

Gali Jordi and Gertler M. (2007)."Macroeconomic Modeling for Monetary Policy Evaluation". Journal of Economic Perspectives, 21 (4): 25-46.

Gambacorta L. (2004). How do banks set interest rates? NBER Working Paper, 10295.

Gambacorta L. (2005). How do banks set interest rates?

Gigineishvili, N. (2011). «Determinants of Interest Rate Pass-Through: Do Macroeconomic Conditions and Financial Market Structure Matter? »

Guillermo A. Calvo and Carlos A. Végh. (2016): Fighting Inflation with High Interest Rates: The Small Open Economy Case under Flexible Prices.

GY Ganev, K Molnar, K Rybinski (2002) : Transmission mechanism of monetary policy in Central and Eastern Europe

H Sander, S Kleimeier (2004) : Interest rate pass-through in an enlarged Europe: the role of banking market structure for monetary policy transmission in transition countries

Hannan, T. H., et Berger, A. N. (1991). «The Rigidity of Price: Evidence from the Banking Industry». American Economic Review, pp 938-945.

I Angeloni, M Ehrmann – (2003) : Monetary transmission in the euro area: early evidence

Ireland, P. N. (2010). Monetary transmission mechanism. In Monetary Economics (pp. 216-223). Palgrave Macmillan, London.

J Creel, S Levasseur : (2006) : Canaux de transmission de la politique monétaire dans l'UE: Le cas de trois nouveaux entrants

J Gregor, A Melecký, M Melecký (2021): Interest Rate Pass-Through: A Meta-Analysis Of The Literature.

J Gregor, M Melecký (2018) : The pass-through of monetary policy rate to lending rates: The role of macro-financial factors.

James H. Stock and Mark W. Watson (2001). "Forecasting Output and Inflation: The Role of Asset Prices".

JB Taylor (1995) : The monetary transmission mechanism: an empirical framework

JB Taylor (1993) : Discretion versus policy rules in practice

Jedy, R. (2008). « Analyse des déterminants de la transmission des taux directeurs sur les taux bancaires en Europe ».

JL Bikai, PN Essiane (2017) : Politique monétaire, stabilité monétaire et croissance économique dans la CEMAC: Une approche SVAR bayésienne

JM Keynes (1936): The general theory of employment

Juselius K. (2006), The Cointegrated VAR Model: Methodology and Applications, Oxford University Press.

K Brunner, AH Meltzer (1972) : Friedman's monetary theory

KC Cheng – (2007) : A VAR analysis of Kenya's monetary policy transmission mechanism: How does the Central Bank's repo rate affect the economy?

Kelikume, I. (2014). Interest Rate Channel of Monetary Transmission Mechanism: Evidence from Nigeria. *The International Journal of Business and Finance Research*, 8(4), 97-107.

King Robert G. and Wolman Alexander L. (1999). "What Should the Monetary Authority Do When Prices Are Sticky? ". John B. Taylor, ed., *Monetary Policy Rules*. Chicago: University of Chicago Press for NBER, forthcoming.

King, R., Watson, M. 1995: Money, Prices, Interest rates and the Business Cycle.

Kohlscheen, E., & Miyajima, K. (2015). The transmission of monetary policy in EMEs in a changing financial environment: a longitudinal analysis.

Kwapil C., J. Scharler (2006), Interest Rate Pass-Through, Monetary Policy Rules and Macroeconomic Stability, W

L Gambacorta, A Illes, MJ Lombardi (2015) : Has the transmission of policy rates to lending rates changed in the wake of the global financial crisis?

LJ Christiano, M Eichenbaum, (1999) : Monetary policy shocks: What have we learned and to what end?

LV Hung, WD Pfau (2008) : VAR analysis of the monetary transmission mechanism in Vietnam

M Darracq Pariès, D Moccero, E Krylova (2015) : The retail bank interest rate pass-through: The case of the euro area during the financial and sovereign debt crisis

M Forni, L Gambetti (2010) The dynamic effects of monetary policy: A structural factor model approach

M Friedman (1970) : M. Friedman, *Inflation et systèmes monétaires*

MA Weth (2002) : The pass-through from market interest rates to bank lending rates in Germany

MD Rocha – (2012) :Interest rate pass-through in Portugal: Interactions, asymmetries and heterogeneities

Michael Woodford (2003). "interest and prices: foundations of a theory of monetary policy"

Mishkin Frederic S. (1995). "Symposium on the Monetary Transmission Mechanism". *Journal of Economic Perspectives*, vol. 9, no. 4, pp. 3-10.

Mishkin, F. S. (1996). The channels of monetary transmission: lessons for monetary policy (No. w5464). National Bureau of Economic Research.

Mishkin, F.S. 2006. "Monetary Policy Strategy: How Did We Get There?" NBER Working Paper No. 12515, September.

Mishra, P., P.J. Montiel, and A. Spilimbergo. 2012. "Monetary Transmission in Low-Income Countries: Effectiveness and Policy Implications," *IMF Economic Review*, Vol. 60, Issue 2, 270-302, July.

Mojon, B. (2000). «Financial Structure and the Interest Rate Channel of ECB Monetary Policy». ECB Working Paper Series, 40.

Mojon, B. (2002). «Retail Bank Interest Rate Pass-Through: New Evidence at the Euro Area Level».

Ndubuisi, G. O. (2015). Interest Rate Channel of Monetary Policy Transmission Mechanisms: What Do We Know About it? Available at SSRN 2623036.

NJH Hansen, P Welz – 2011 : Interest rate pass-through during the global financial crisis: the case of Sweden

Nkoro, E., & Uko, A. K. (2016). Autoregressive Distributed Lag (ARDL) cointegration technique: application and interpretation. *Journal of Statistical and Econometric Methods*, 5(4), 63-91.

Pesaran, M. H., Shin, Y., et Smith, R. J. (2001). «Bounds testing approaches to the analysis of level relationships». *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), 289–326.

Pesaran, M., et Shin, Y. (1999). «An Autoregressive Distributed Lag Modelling Approach to Cointegration Analysis». *Econometrics and Economic Theory in the 20th Century: The Ragnar Frisch Centennial Symposium*, Strom, S. (ed.) Cambridge University Press.

Phillips C.P.B. 1998: Impulse Response and Forecast Error Variance Asymptotics in Nonstationary VAR's. *Journal of Econometrics*. March–April, Vol. 83. pp. 21–56.

R Horváth, A Podpiera (2012) : Heterogeneity in bank pricing policies: The Czech evidence

RN Misati, EM Nyamongo, AW Kamau (2010): Interest rate pass-through in Kenya

Romer, C., Romer, D. 2004: A New Measure of Monetary shocks: Derivation and Applications. *The American Economic Review*. Vol. 4, No. 94, pp. 1055-1084

Rousseas, S. (1985). « A makup theory of bank loan rates». *Journal of Post Keynesian Economics*, 8(1), 135-144.

Rutayisire, M. j. (2017). « Modélisation de la transmission des taux d'intérêt au Rwanda : la dynamique des taux d'intérêt est-elle symétrique ou asymétrique ? »

S Holton, CR d'Acri – (2015) : Jagged cliffs and stumbling blocks: interest rate pass-through fragmentation during the euro area crisis.

S Karagiannis, Y Panagopoulos, P Vlamis (2010) : Interest rate pass-through in Europe and the US: Monetary policy after the financial crisis.

S.Morsi (2019): Assessment of interest rate and credit transmission channels in a context of banking heterogeneity.

Sims, C. A. 1992. “Interpreting the Macroeconomic Time Series Facts: The Effects of Monetary Policy,” *European Economic Review* 36, 975-1000.

SM Cas, MA Carrion-Menendez, MF Frantischek – 2011 : The policy interest-rate pass-through in Central America.

Sorensen, C. K., & Werner, T. (2006). “Bank interest rate pass-through in the euro area: a cross country comparison. *ECB Working Paper*, n° 580.”

Sørensen, C. K., et Werner, T. (2006). «Bank interest rate pass-through in the euro area: a cross country comparison». *ECB Working Paper*, No. 580.

T Havranek, Z Irsova, J Lesanovska (2016) : “Bank efficiency and interest rate pass-through: Evidence from Czech loan products”.

T Vinayagathan (2013) : “Monetary policy and the real economy: A Structural VAR Approach for Sri Lanka”.

Taylor, J. B. (1995). “The monetary transmission mechanism: an empirical framework. *Journal of Economic Perspectives*, 9(4), 11-26”.

Twinoburyo, E. N., & Odhiambo, N. M. (2018). “Monetary Policy and Economic Growth: A Review of International Literature. *Journal of Central Banking Theory and Practice*”.

Uhlig H. 2005: “What Are the Effects of Monetary Policy on Output? Results from an agnostic identification procedure. *Journal of Monetary Economics*. Vol. 2, No. 52, pp. 381-419”

Woodford M. (2003). “Interest and Prices”. *Foundations of a Theory of Monetary Policy*, Princeton University Press, Princeton and Oxford.

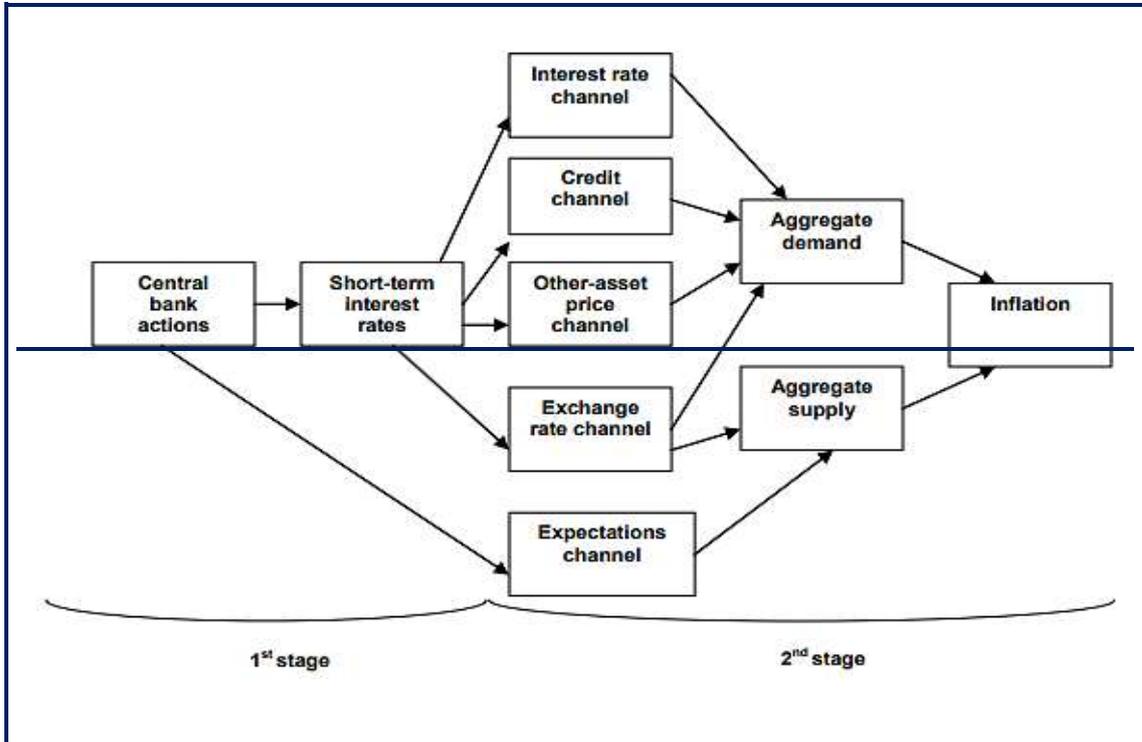
Yait Hmadouch, M Akaaboune (2016) : « Les Mécanismes de Transmission de la Politique Monétaire dans les Pays en Voie de Développement ».

WEBOGRAPHIE

- www.bct.gov.tn/bct/siteprod/index.jsp
- www.ins.tn/
- www.imf.org/external/french/index.htm
- www.Cairn.info
- <https://www.sciencedirect.com/>
- <https://www.elsevier.com/en-xm>
- <https://www.springer.com/gp/>
- <https://www.academia.edu/>
- <https://hal.archives-ouvertes.fr/>
- <https://www.researchgate.net/>
- <https://www.theses.fr/>

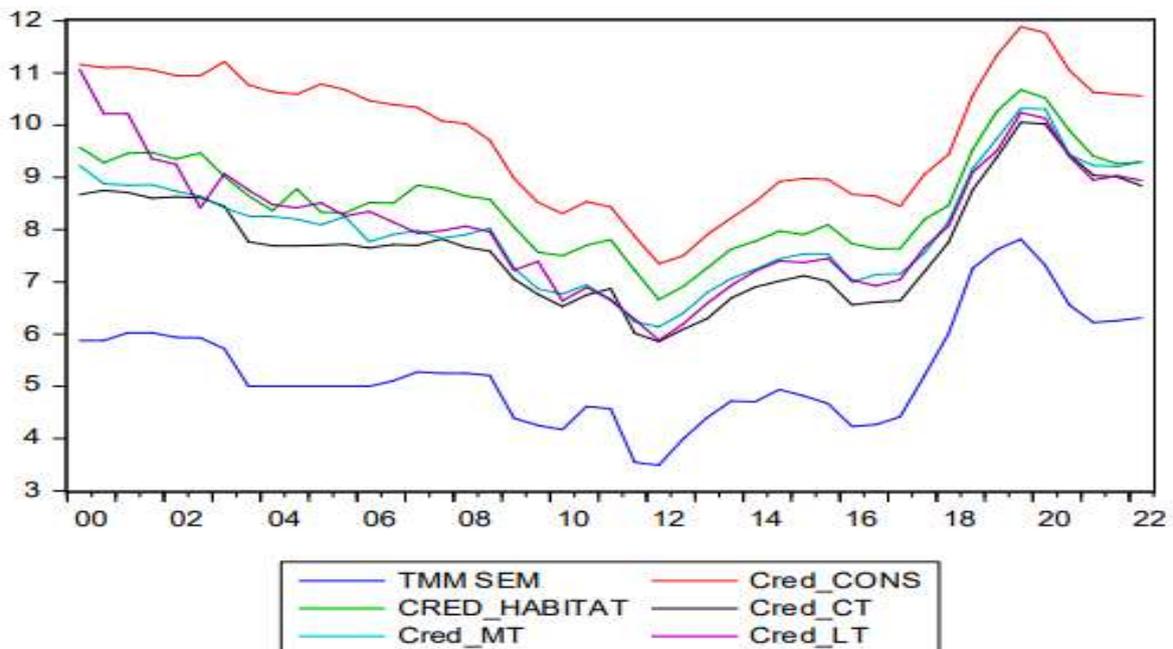
A. Les annexes de la première partie ARDL

A.1. Schéma de transmission de la politique monétaire



Source : Banque Centrale Mexicaine

A.2. Evolution graphique des variables



ANNEXES

A.3. Matrice de corrélation entre les variables

| | TMM_SEM | CRED_CONS | CRED_HABITAT | CRED_CT | CRED_MT | CRED_LT |
|--------------|---------|-----------|--------------|---------|---------|---------|
| TMM_SEM | 1 | 0.8275 | 0.9489 | 0.9520 | 0.9505 | 0.8466 |
| CRED_CONS | 0.8275 | 1 | 0.9292 | 0.9270 | 0.9247 | 0.9352 |
| CRED_HABITAT | 0.9489 | 0.9292 | 1 | 0.9847 | 0.9741 | 0.9233 |
| CRED_CT | 0.9520 | 0.9270 | 0.9847 | 1 | 0.9857 | 0.9258 |
| CRED_MT | 0.9505 | 0.9247 | 0.9741 | 0.9857 | 1 | 0.9322 |
| CRED_LT | 0.8466 | 0.9352 | 0.9233 | 0.9258 | 0.9322 | 1 |

A.4. Statistiques descriptives des variables

| | TMM_SEM | CRED_CONS | CRED_HABITAT | CRED_CT | CRED_MT | CRED_LT |
|--------------|----------|-----------|--------------|----------|----------|----------|
| Mean | 5.294922 | 9.816051 | 8.545655 | 7.720287 | 8.015795 | 8.146880 |
| Median | 5.000000 | 10.34000 | 8.506449 | 7.690000 | 7.980000 | 8.070000 |
| Maximum | 7.818000 | 11.88247 | 10.67683 | 10.05721 | 10.31988 | 11.07000 |
| Minimum | 3.488000 | 7.350000 | 6.660000 | 5.860000 | 6.140000 | 5.880000 |
| Std. Dev. | 1.015164 | 1.255056 | 0.946214 | 1.073661 | 1.052555 | 1.232905 |
| Skewness | 0.646489 | -0.289731 | 0.252197 | 0.318483 | 0.268446 | 0.285316 |
| Kurtosis | 3.047126 | 1.780935 | 2.486666 | 2.287756 | 2.384137 | 2.406142 |
| Jarque-Bera | 3.138777 | 3.416054 | 0.971108 | 1.711906 | 1.251637 | 1.271791 |
| Probability | 0.208172 | 0.181223 | 0.615356 | 0.424878 | 0.534823 | 0.529461 |
| Sum | 238.2715 | 441.7223 | 384.5545 | 347.4129 | 360.7108 | 366.6096 |
| Sum Sq. Dev. | 45.34455 | 69.30726 | 39.39409 | 50.72095 | 48.74633 | 66.88241 |
| Observations | 45 | 45 | 45 | 45 | 45 | 45 |

A.5. Test de stationnarité des variables du modèle ARDL : Test ADF

▪ **Stationnarité du TMM en niveau**

| Constatnte | | | Avec constatnte et tendance | | | Neant | | |
|---|-------------|--------|---|-------------|--------|---|-------------|--------|
| Null Hypothesis: TMM_SEM has a unit root Exogenous: Constant Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=9) | | | Null Hypothesis: TMM_SEM has a unit root Exogenous: Constant, Linear Trend Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=9) | | | Null Hypothesis: TMM_SEM has a unit root Exogenous: None Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=9) | | |
| | t-Statistic | Prob.* | | t-Statistic | Prob.* | | t-Statistic | Prob.* |
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | -2.288396 | 0.1802 | Augmented Dickey-Fuller test statistic | -2.471451 | 0.3400 | Augmented Dickey-Fuller test statistic | -0.299974 | 0.5718 |
| Test critical values: | | | Test critical values: | | | Test critical values: | | |
| 1% level | -3.592462 | | 1% level | -4.186481 | | 1% level | -2.619851 | |
| 5% level | -2.931404 | | 5% level | -3.518090 | | 5% level | -1.948686 | |
| 10% level | -2.603944 | | 10% level | -3.189732 | | 10% level | -1.612036 | |
| *MacKinnon (1996) one-sided p-values. | | | *MacKinnon (1996) one-sided p-values. | | | *MacKinnon (1996) one-sided p-values. | | |

▪ **Stationnarité du TMM en différence première**

| Constatnte | | | Avec constatnte et tendance | | | Neant | | |
|--|-------------|--------|--|-------------|--------|--|-------------|--------|
| Null Hypothesis: D(TMM_SEM) has a unit root Exogenous: Constant Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=9) | | | Null Hypothesis: D(TMM_SEM) has a unit root Exogenous: Constant, Linear Trend Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=9) | | | Null Hypothesis: D(TMM_SEM) has a unit root Exogenous: None Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=9) | | |
| | t-Statistic | Prob.* | | t-Statistic | Prob.* | | t-Statistic | Prob.* |
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | -3.792295 | 0.0059 | Augmented Dickey-Fuller test statistic | -3.816416 | 0.0251 | Augmented Dickey-Fuller test statistic | -3.836385 | 0.0003 |
| Test critical values: | | | Test critical values: | | | Test critical values: | | |
| 1% level | -3.592462 | | 1% level | -4.186481 | | 1% level | -2.619851 | |
| 5% level | -2.931404 | | 5% level | -3.518090 | | 5% level | -1.948686 | |
| 10% level | -2.603944 | | 10% level | -3.189732 | | 10% level | -1.612036 | |
| *MacKinnon (1996) one-sided p-values. | | | *MacKinnon (1996) one-sided p-values. | | | *MacKinnon (1996) one-sided p-values. | | |

ANNEXES

▪ **Stationnarité du taux des crédits à la consommation en niveau**

| Constatnte | | | Avec constatnte et tendance | | | Neant | | |
|---|-------------|-----------|---|-------------|-----------|---|-------------|-----------|
| Null Hypothesis: CRED_CONS has a unit root Exogenous: Constant Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=9) | | | Null Hypothesis: CRED_CONS has a unit root Exogenous: Constant, Linear Trend Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=9) | | | Null Hypothesis: CRED_CONS has a unit root Exogenous: None Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=9) | | |
| | t-Statistic | Prob.* | | t-Statistic | Prob.* | | t-Statistic | Prob.* |
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | -2.025646 | 0.2752 | Augmented Dickey-Fuller test statistic | -1.862226 | 0.6565 | Augmented Dickey-Fuller test statistic | -0.348169 | 0.5537 |
| Test critical values: | | | Test critical values: | | | Test critical values: | | |
| | 1% level | -3.592462 | | 1% level | -4.186481 | | 1% level | -2.619851 |
| | 5% level | -2.931404 | | 5% level | -3.518090 | | 5% level | -1.948686 |
| | 10% level | -2.603944 | | 10% level | -3.189732 | | 10% level | -1.612036 |
| *Mackinnon (1996) one-sided p-values. | | | *Mackinnon (1996) one-sided p-values. | | | *Mackinnon (1996) one-sided p-values. | | |

▪ **Stationnarité du taux des crédits à la consommation en différence première**

| Constatnte | | | Avec constatnte et tendance | | | Neant | | |
|--|-------------|-----------|--|-------------|-----------|--|-------------|-----------|
| Null Hypothesis: D(CRED_CONS) has a unit root Exogenous: Constant Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=9) | | | Null Hypothesis: D(CRED_CONS) has a unit root Exogenous: Constant, Linear Trend Lag Length: 2 (Automatic - based on SIC, maxlag=9) | | | Null Hypothesis: D(CRED_CONS) has a unit root Exogenous: None Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=9) | | |
| | t-Statistic | Prob.* | | t-Statistic | Prob.* | | t-Statistic | Prob.* |
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | -3.330193 | 0.0195 | Augmented Dickey-Fuller test statistic | -4.151308 | 0.0113 | Augmented Dickey-Fuller test statistic | -3.368547 | 0.0012 |
| Test critical values: | | | Test critical values: | | | Test critical values: | | |
| | 1% level | -3.592462 | | 1% level | -4.198503 | | 1% level | -2.619851 |
| | 5% level | -2.931404 | | 5% level | -3.523623 | | 5% level | -1.948686 |
| | 10% level | -2.603944 | | 10% level | -3.192902 | | 10% level | -1.612036 |
| *Mackinnon (1996) one-sided p-values. | | | *Mackinnon (1996) one-sided p-values. | | | *Mackinnon (1996) one-sided p-values. | | |

ANNEXES

▪ **Stationnarité du taux des crédits habitat en niveau**

| Constatnte | | | Avec constatnte et tendance | | | Neant | | |
|--|-------------|-----------|--|-------------|-----------|--|-------------|-----------|
| Null Hypothesis: CRED_HABITAT has a unit root Exogenous: Constant Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=9) | | | Null Hypothesis: CRED_HABITAT has a unit root Exogenous: Constant, Linear Trend Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=9) | | | Null Hypothesis: CRED_HABITAT has a unit root Exogenous: None Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=9) | | |
| | t-Statistic | Prob.* | | t-Statistic | Prob.* | | t-Statistic | Prob.* |
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | -2.001155 | 0.2853 | Augmented Dickey-Fuller test statistic | -1.986262 | 0.5921 | Augmented Dickey-Fuller test statistic | -0.139035 | 0.6300 |
| Test critical values: | | | Test critical values: | | | Test critical values: | | |
| | 1% level | -3.592462 | | 1% level | -4.186481 | | 1% level | -2.619851 |
| | 5% level | -2.931404 | | 5% level | -3.518090 | | 5% level | -1.948686 |
| | 10% level | -2.603944 | | 10% level | -3.189732 | | 10% level | -1.612036 |
| *Mackinnon (1996) one-sided p-values. | | | *Mackinnon (1996) one-sided p-values. | | | *Mackinnon (1996) one-sided p-values. | | |

▪ **Stationnarité du taux des crédits habitat en différence première**

| Constatnte | | | Avec constatnte et tendance | | | Neant | | |
|---|-------------|-----------|---|-------------|-----------|---|-------------|-----------|
| Null Hypothesis: D(CRED_HABITAT) has a unit root Exogenous: Constant Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=9) | | | Null Hypothesis: D(CRED_HABITAT) has a unit root Exogenous: Constant, Linear Trend Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=9) | | | Null Hypothesis: D(CRED_HABITAT) has a unit root Exogenous: None Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=9) | | |
| | t-Statistic | Prob.* | | t-Statistic | Prob.* | | t-Statistic | Prob.* |
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | -4.129564 | 0.0023 | Augmented Dickey-Fuller test statistic | -4.143785 | 0.0112 | Augmented Dickey-Fuller test statistic | -4.181649 | 0.0001 |
| Test critical values: | | | Test critical values: | | | Test critical values: | | |
| | 1% level | -3.592462 | | 1% level | -4.186481 | | 1% level | -2.619851 |
| | 5% level | -2.931404 | | 5% level | -3.518090 | | 5% level | -1.948686 |
| | 10% level | -2.603944 | | 10% level | -3.189732 | | 10% level | -1.612036 |
| *Mackinnon (1996) one-sided p-values. | | | *Mackinnon (1996) one-sided p-values. | | | *Mackinnon (1996) one-sided p-values. | | |

▪ **Stationnarité du taux des crédits à court terme en niveau**

| Constatnte | | | Avec constatnte et tendance | | | Neant | | |
|---|-------------|-----------|---|-------------|-----------|---|-------------|-----------|
| Null Hypothesis: CRED_CT has a unit root Exogenous: Constant Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=9) | | | Null Hypothesis: CRED_CT has a unit root Exogenous: Constant, Linear Trend Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=9) | | | Null Hypothesis: CRED_CT has a unit root Exogenous: None Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=9) | | |
| | t-Statistic | Prob.* | | t-Statistic | Prob.* | | t-Statistic | Prob.* |
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | -2.086631 | 0.2508 | Augmented Dickey-Fuller test statistic | -2.091585 | 0.5357 | Augmented Dickey-Fuller test statistic | -0.315528 | 0.5660 |
| Test critical values: | | | Test critical values: | | | Test critical values: | | |
| | 1% level | -3.592462 | | 1% level | -4.186481 | | 1% level | -2.619851 |
| | 5% level | -2.931404 | | 5% level | -3.518090 | | 5% level | -1.948686 |
| | 10% level | -2.603944 | | 10% level | -3.189732 | | 10% level | -1.612036 |
| *Mackinnon (1996) one-sided p-values. | | | *Mackinnon (1996) one-sided p-values. | | | *Mackinnon (1996) one-sided p-values. | | |

▪ **Stationnarité du taux des crédits à court terme en différence première**

| Constatnte | | | Avec constatnte et tendance | | | Neant | | |
|--|-------------|-----------|--|-------------|-----------|--|-------------|-----------|
| Null Hypothesis: D(CRED_CT) has a unit root Exogenous: Constant Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=9) | | | Null Hypothesis: D(CRED_CT) has a unit root Exogenous: Constant, Linear Trend Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=9) | | | Null Hypothesis: D(CRED_CT) has a unit root Exogenous: None Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=9) | | |
| | t-Statistic | Prob.* | | t-Statistic | Prob.* | | t-Statistic | Prob.* |
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | -3.527878 | 0.0118 | Augmented Dickey-Fuller test statistic | -3.629307 | 0.0389 | Augmented Dickey-Fuller test statistic | -3.572487 | 0.0007 |
| Test critical values: | | | Test critical values: | | | Test critical values: | | |
| | 1% level | -3.592462 | | 1% level | -4.186481 | | 1% level | -2.619851 |
| | 5% level | -2.931404 | | 5% level | -3.518090 | | 5% level | -1.948686 |
| | 10% level | -2.603944 | | 10% level | -3.189732 | | 10% level | -1.612036 |
| *Mackinnon (1996) one-sided p-values. | | | *Mackinnon (1996) one-sided p-values. | | | *Mackinnon (1996) one-sided p-values. | | |

ANNEXES

▪ **Stationnarité du taux des crédits à moyen terme en niveau**

| Constatnte | | | Avec constatnte et tendance | | | Neant | | |
|---|-------------|-----------|---|-------------|-----------|---|-------------|-----------|
| Null Hypothesis: CRED_MT has a unit root Exogenous: Constant Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=9) | | | Null Hypothesis: CRED_MT has a unit root Exogenous: Constant, Linear Trend Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=9) | | | Null Hypothesis: CRED_MT has a unit root Exogenous: None Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=9) | | |
| | t-Statistic | Prob.* | | t-Statistic | Prob.* | | t-Statistic | Prob.* |
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | -1.610777 | 0.4685 | Augmented Dickey-Fuller test statistic | -1.664263 | 0.7498 | Augmented Dickey-Fuller test statistic | 0.005176 | 0.6788 |
| Test critical values: | | | Test critical values: | | | Test critical values: | | |
| | 1% level | -3.592462 | | 1% level | -4.186481 | | 1% level | -2.619851 |
| | 5% level | -2.931404 | | 5% level | -3.518090 | | 5% level | -1.948686 |
| | 10% level | -2.603944 | | 10% level | -3.189732 | | 10% level | -1.612036 |
| *Mackinnon (1996) one-sided p-values. | | | *Mackinnon (1996) one-sided p-values. | | | *Mackinnon (1996) one-sided p-values. | | |

▪ **Stationnarité du taux des crédits à moyen terme en différence première**

| Constatnte | | | Avec constatnte et tendance | | | Neant | | |
|--|-------------|-----------|--|-------------|-----------|--|-------------|-----------|
| Null Hypothesis: D(CRED_MT) has a unit root Exogenous: Constant Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=9) | | | Null Hypothesis: D(CRED_MT) has a unit root Exogenous: Constant, Linear Trend Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=9) | | | Null Hypothesis: D(CRED_MT) has a unit root Exogenous: None Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=9) | | |
| | t-Statistic | Prob.* | | t-Statistic | Prob.* | | t-Statistic | Prob.* |
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | -3.984155 | 0.0035 | Augmented Dickey-Fuller test statistic | -4.090570 | 0.0128 | Augmented Dickey-Fuller test statistic | -4.030634 | 0.0002 |
| Test critical values: | | | Test critical values: | | | Test critical values: | | |
| | 1% level | -3.592462 | | 1% level | -4.186481 | | 1% level | -2.619851 |
| | 5% level | -2.931404 | | 5% level | -3.518090 | | 5% level | -1.948686 |
| | 10% level | -2.603944 | | 10% level | -3.189732 | | 10% level | -1.612036 |
| *Mackinnon (1996) one-sided p-values. | | | *Mackinnon (1996) one-sided p-values. | | | *Mackinnon (1996) one-sided p-values. | | |

ANNEXES

▪ **Stationnarité du taux des crédits à long terme en niveau**

| Constatnte | | | Avec constatnte et tendance | | | Neant | | |
|---|-------------|-----------|---|-------------|-----------|---|-------------|-----------|
| Null Hypothesis: CRED_LT has a unit root Exogenous: Constant Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=9) | | | Null Hypothesis: CRED_LT has a unit root Exogenous: Constant, Linear Trend Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=9) | | | Null Hypothesis: CRED_LT has a unit root Exogenous: None Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=9) | | |
| | t-Statistic | Prob.* | | t-Statistic | Prob.* | | t-Statistic | Prob.* |
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | -1.845174 | 0.3543 | Augmented Dickey-Fuller test statistic | -1.631457 | 0.7637 | Augmented Dickey-Fuller test statistic | -0.599404 | 0.4519 |
| Test critical values: | | | Test critical values: | | | Test critical values: | | |
| | 1% level | -3.592462 | | 1% level | -4.186481 | | 1% level | -2.619851 |
| | 5% level | -2.931404 | | 5% level | -3.518090 | | 5% level | -1.948686 |
| | 10% level | -2.603944 | | 10% level | -3.189732 | | 10% level | -1.612036 |
| *Mackinnon (1996) one-sided p-values. | | | *Mackinnon (1996) one-sided p-values. | | | *Mackinnon (1996) one-sided p-values. | | |

▪ **Stationnarité du taux des crédits à long terme en différence première**

| Constatnte | | | Avec constatnte et tendance | | | Neant | | |
|--|-------------|-----------|--|-------------|-----------|--|-------------|-----------|
| Null Hypothesis: D(CRED_LT) has a unit root Exogenous: Constant Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=9) | | | Null Hypothesis: D(CRED_LT) has a unit root Exogenous: Constant, Linear Trend Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=9) | | | Null Hypothesis: D(CRED_LT) has a unit root Exogenous: None Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=9) | | |
| | t-Statistic | Prob.* | | t-Statistic | Prob.* | | t-Statistic | Prob.* |
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | -5.718404 | 0.0000 | Augmented Dickey-Fuller test statistic | -6.057810 | 0.0000 | Augmented Dickey-Fuller test statistic | -5.775400 | 0.0000 |
| Test critical values: | | | Test critical values: | | | Test critical values: | | |
| | 1% level | -3.592462 | | 1% level | -4.186481 | | 1% level | -2.619851 |
| | 5% level | -2.931404 | | 5% level | -3.518090 | | 5% level | -1.948686 |
| | 10% level | -2.603944 | | 10% level | -3.189732 | | 10% level | -1.612036 |
| *Mackinnon (1996) one-sided p-values. | | | *Mackinnon (1996) one-sided p-values. | | | *Mackinnon (1996) one-sided p-values. | | |

A.6. Test de causalité de Granger au sens de Yamamoto

▪ **TMM-TEG des crédits à la consommation**

| Dependent variable: D(TMM_SEM) | | | |
|----------------------------------|----------|----|--------|
| Excluded | Chi-sq | df | Prob. |
| D(CRED_CONS) | 3.521699 | 2 | 0.1719 |
| All | 3.521699 | 2 | 0.1719 |
| Dependent variable: D(CRED_CONS) | | | |
| Excluded | Chi-sq | df | Prob. |
| D(TMM_SEM) | 11.57394 | 2 | 0.0031 |
| All | 11.57394 | 2 | 0.0031 |

▪ **TMM-TEG crédits d'habitat**

| Dependent variable: D(TMM_SEM) | | | |
|-------------------------------------|----------|----|--------|
| Excluded | Chi-sq | df | Prob. |
| D(CRED_HABITAT) | 3.664215 | 2 | 0.1601 |
| All | 3.664215 | 2 | 0.1601 |
| Dependent variable: D(CRED_HABITAT) | | | |
| Excluded | Chi-sq | df | Prob. |
| D(TMM_SEM) | 42.28807 | 2 | 0.0000 |
| All | 42.28807 | 2 | 0.0000 |

▪ **TMM-TEG crédits à CT**

| Dependent variable: D(TMM_SEM) | | | |
|--------------------------------|----------|----|--------|
| Excluded | Chi-sq | df | Prob. |
| D(CRED_CT) | 5.741240 | 2 | 0.0567 |
| All | 5.741240 | 2 | 0.0567 |
| Dependent variable: D(CRED_CT) | | | |
| Excluded | Chi-sq | df | Prob. |
| D(TMM_SEM) | 12.90688 | 2 | 0.0016 |
| All | 12.90688 | 2 | 0.0016 |

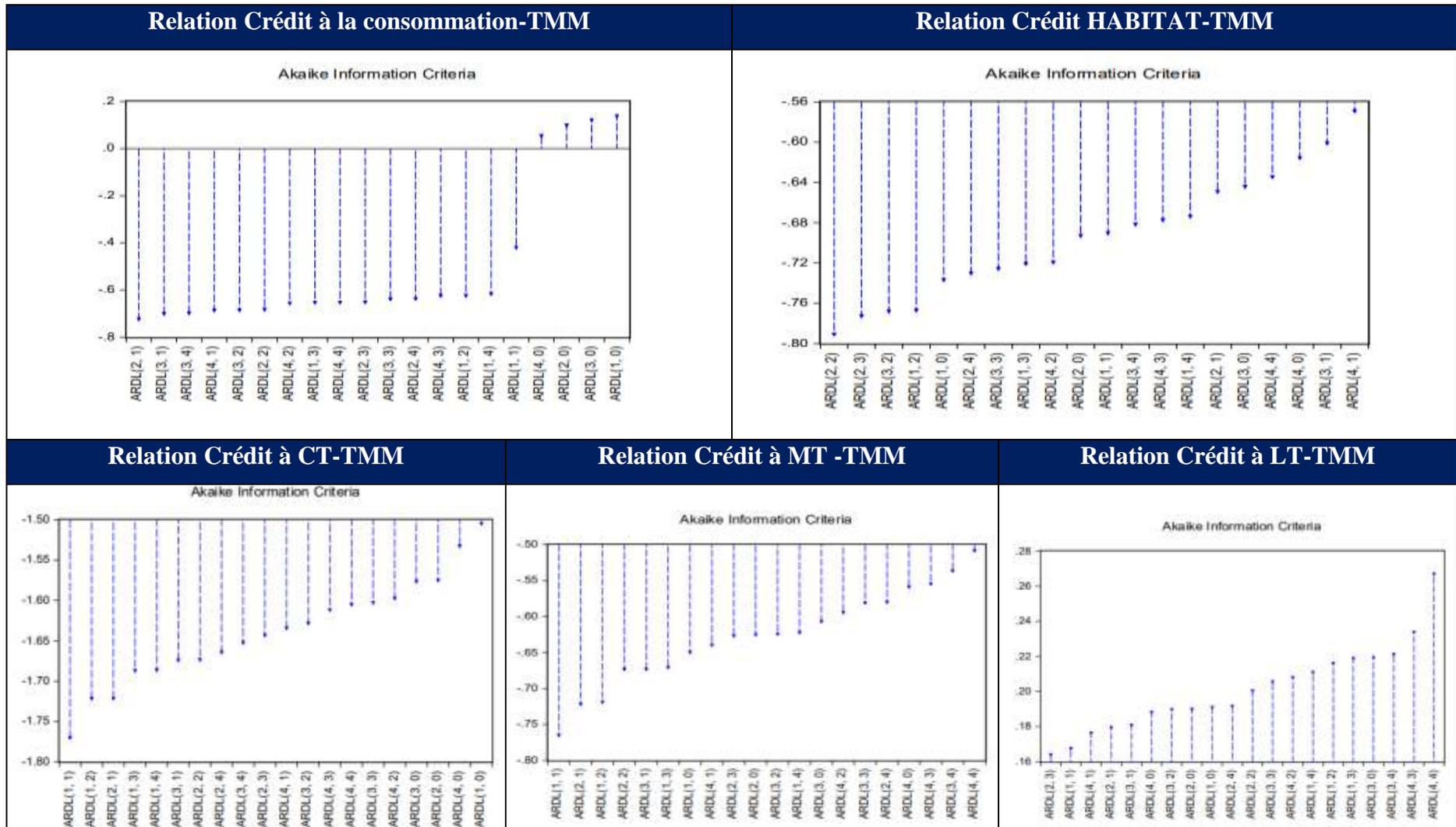
▪ **TMM-TEG crédits à MT**

| Dependent variable: D(TMM_SEM) | | | |
|--------------------------------|----------|----|--------|
| Excluded | Chi-sq | df | Prob. |
| D(CRED_MT) | 1.611732 | 2 | 0.4467 |
| All | 1.611732 | 2 | 0.4467 |
| Dependent variable: D(CRED_MT) | | | |
| Excluded | Chi-sq | df | Prob. |
| D(TMM_SEM) | 9.031216 | 2 | 0.0109 |
| All | 9.031216 | 2 | 0.0109 |

▪ **TMM-TEG crédit à LT**

| Dependent variable: D(TMM_SEM) | | | |
|--------------------------------|----------|----|--------|
| Excluded | Chi-sq | df | Prob. |
| D(CRED_LT) | 1.809194 | 2 | 0.4047 |
| All | 1.809194 | 2 | 0.4047 |
| Dependent variable: D(CRED_LT) | | | |
| Excluded | Chi-sq | df | Prob. |
| D(TMM_SEM) | 14.79629 | 2 | 0.0006 |
| All | 14.79629 | 2 | 0.0006 |

A.7. Détermination du nombre de retard optimal



A.8. Test de cointégration aux bornes

| Relation | Test Statistic | Value | Signif. | I(0) | I(1) |
|--|----------------|----------|---------|------|------|
| Taux des crédits à la consommation-TMM | F-statistic | 11.05125 | 10% | 3.02 | 3.51 |
| | K | 1 | 5% | 3.62 | 4.16 |
| | | | 2.5% | 4.18 | 4.79 |
| | | | 1% | 4.94 | 5.58 |
| Taux des crédits d'habitat-TMM | F-statistic | 61.66458 | 10% | 3.02 | 3.51 |
| | K | 1 | 5% | 3.62 | 4.16 |
| | | | 2.5% | 4.18 | 4.79 |
| | | | 1% | 4.94 | 5.58 |
| Taux des crédits à court terme-TMM | F-statistic | 24.01798 | 10% | 3.02 | 3.51 |
| | K | 1 | 5% | 3.62 | 4.16 |
| | | | 2.5% | 4.18 | 4.79 |
| | | | 1% | 4.94 | 5.58 |
| Taux des crédits à moyen terme-TMM | F-statistic | 10.19217 | 10% | 3.02 | 3.51 |
| | K | 1 | 5% | 3.62 | 4.16 |
| | | | 2.5% | 4.18 | 4.79 |
| | | | 1% | 4.94 | 5.58 |
| Taux des crédits à long terme-TMM | F-statistic | 22.75092 | 10% | 3.02 | 3.51 |
| | K | 1 | 5% | 3.62 | 4.16 |
| | | | 2.5% | 4.18 | 4.79 |
| | | | 1% | 4.94 | 5.58 |

Source : Auteur & calculs sur Eviews

A.9. Présentation des résultats du modèle optimal

▪ Relation Crédit à la consommation-TMM

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob |
|---------------|-------------|------------|-------------|--------|
| CRED_CONS(-1) | 0.983698 | 0.144344 | 6.814933 | 0.0000 |
| CRED_CONS(-2) | -0.225857 | 0.121829 | -1.853880 | 0.0713 |
| TMM_SEM | 0.317918 | 0.061847 | 5.140415 | 0.0000 |
| C | 0.680954 | 0.288207 | 2.362723 | 0.0232 |

▪ Relation Crédit HABITAT-TMM

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob |
|------------------|-------------|------------|-------------|--------|
| CRED_HABITAT(-1) | 0.442797 | 0.044247 | 10.00731 | 0.0000 |
| TMM_SEM | 0.543419 | 0.041093 | 13.22428 | 0.0000 |
| C | 1.875550 | 0.238728 | 7.856437 | 0.0000 |

▪ Relation Crédit CT-TMM

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob |
|-------------|-------------|------------|-------------|--------|
| CRED_CT(-1) | 0.673541 | 0.048500 | 13.88744 | 0.0000 |
| TMM_SEM | 0.689612 | 0.039623 | 17.40418 | 0.0000 |
| TMM_SEM(-1) | -0.293995 | 0.073513 | -3.999248 | 0.0003 |
| C | 0.423448 | 0.146098 | 2.898378 | 0.0061 |

▪ Relation Crédit MT-TMM

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob |
|-------------|-------------|------------|-------------|--------|
| CRED_MT(-1) | 0.632514 | 0.073463 | 8.609955 | 0.0000 |
| TMM_SEM | 0.662384 | 0.059278 | 11.17426 | 0.0000 |
| TMM_SEM(-1) | -0.252813 | 0.102754 | -2.460361 | 0.0183 |
| C | 0.770802 | 0.247697 | 3.111872 | 0.0034 |

▪ Relation Crédit LT-TMM

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob.* |
|--|-------------|------------|-------------|--------|
| CRED_LT(-1) | 0.343857 | 0.134364 | 2.559137 | 0.0145 |
| CRED_LT(-2) | 0.197868 | 0.102369 | 1.932882 | 0.0605 |
| TMM_SEM | 0.529177 | 0.068572 | 7.717073 | 0.0000 |
| C | 0.867077 | 0.282141 | 3.073202 | 0.0039 |
| EC = CRED_LT - (1.1547*TMM_SEM + 1.8920) | | | | |

A.10. Force de Rappel ou mécanisme à correction d'erreur

▪ Relation crédit consommation-TMM

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|------------------|-------------|------------|-------------|--------|
| D(CRED_CONS(-1)) | 0.225857 | 0.110974 | 2.035223 | 0.0487 |
| CointEq(-1)* | -0.242159 | 0.041018 | -5.903723 | 0.0000 |

▪ Relation Crédit HABITAT-TMM

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|------------|-------------|--------|
| CointEq(-1)* | -0.557203 | 0.040003 | -13.92903 | 0.0000 |
| Durbin-Watson stat | 1.783348 | | | |

▪ Relation CT-TMM

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------|-------------|------------|-------------|--------|
| D(TMM_SEM) | 0.689612 | 0.035675 | 19.33015 | 0.0000 |
| CointEq(-1)* | -0.326459 | 0.037532 | -8.698082 | 0.0000 |

▪ Relation MT-TMM

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------|-------------|------------|-------------|--------|
| D(TMM_SEM) | 0.662384 | 0.055814 | 11.86780 | 0.0000 |
| CointEq(-1)* | -0.367486 | 0.064856 | -5.666156 | 0.0000 |

▪ Relation LT-TMM

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|----------------|-------------|------------|-------------|--------|
| D(CRED_LT(-1)) | -0.197868 | 0.098306 | -2.012769 | 0.0511 |
| CointEq(-1)* | -0.458275 | 0.054101 | -8.470709 | 0.0000 |

A.11. Dynamique de long terme

▪ Relation Crédit à la consommation-TMM

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--|-------------|------------|-------------|--------|
| C | 0.680954 | 0.288207 | 2.362723 | 0.0232 |
| CRED_CONS(-1)* | -0.242159 | 0.043622 | -5.551271 | 0.0000 |
| TMM_SEM** | 0.317918 | 0.061847 | 5.140415 | 0.0000 |
| D(CRED_CONS(-1)) | 0.225857 | 0.121829 | 1.853880 | 0.0713 |
| TMM_SEM | 1.312845 | 0.177498 | 7.396391 | 0.0000 |
| C | 2.812007 | 0.951150 | 2.956429 | 0.0053 |
| EC = CRED_CONS - (1.3128*TMM_SEM + 2.8120) | | | | |

▪ Relation crédits d'habitat-TMM

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|---|-------------|------------|-------------|--------|
| C | 1.875550 | 0.238728 | 7.856437 | 0.0000 |
| CRED_HABITAT(-1)* | -0.557203 | 0.044247 | -12.59290 | 0.0000 |
| TMM_SEM** | 0.543419 | 0.041093 | 13.22428 | 0.0000 |
| TMM_SEM | 0.975262 | 0.046417 | 21.01089 | 0.0000 |
| C | 3.366009 | 0.249325 | 13.50049 | 0.0000 |
| EC = CRED_HABITAT - (0.9753*TMM_SEM + 3.3660) | | | | |

▪ Relation Crédit CT-TMM

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--|-------------|------------|-------------|--------|
| C | 0.423448 | 0.146098 | 2.898378 | 0.0061 |
| CRED_CT(-1)* | -0.326459 | 0.048500 | -6.731104 | 0.0000 |
| TMM_SEM(-1) | 0.395617 | 0.049718 | 7.957136 | 0.0000 |
| D(TMM_SEM) | 0.689612 | 0.039623 | 17.40418 | 0.0000 |
| TMM_SEM | 1.211843 | 0.056746 | 21.35575 | 0.0000 |
| C | 1.297094 | 0.303709 | 4.270840 | 0.0001 |
| EC = CRED_CT - (1.2118*TMM_SEM + 1.2971) | | | | |

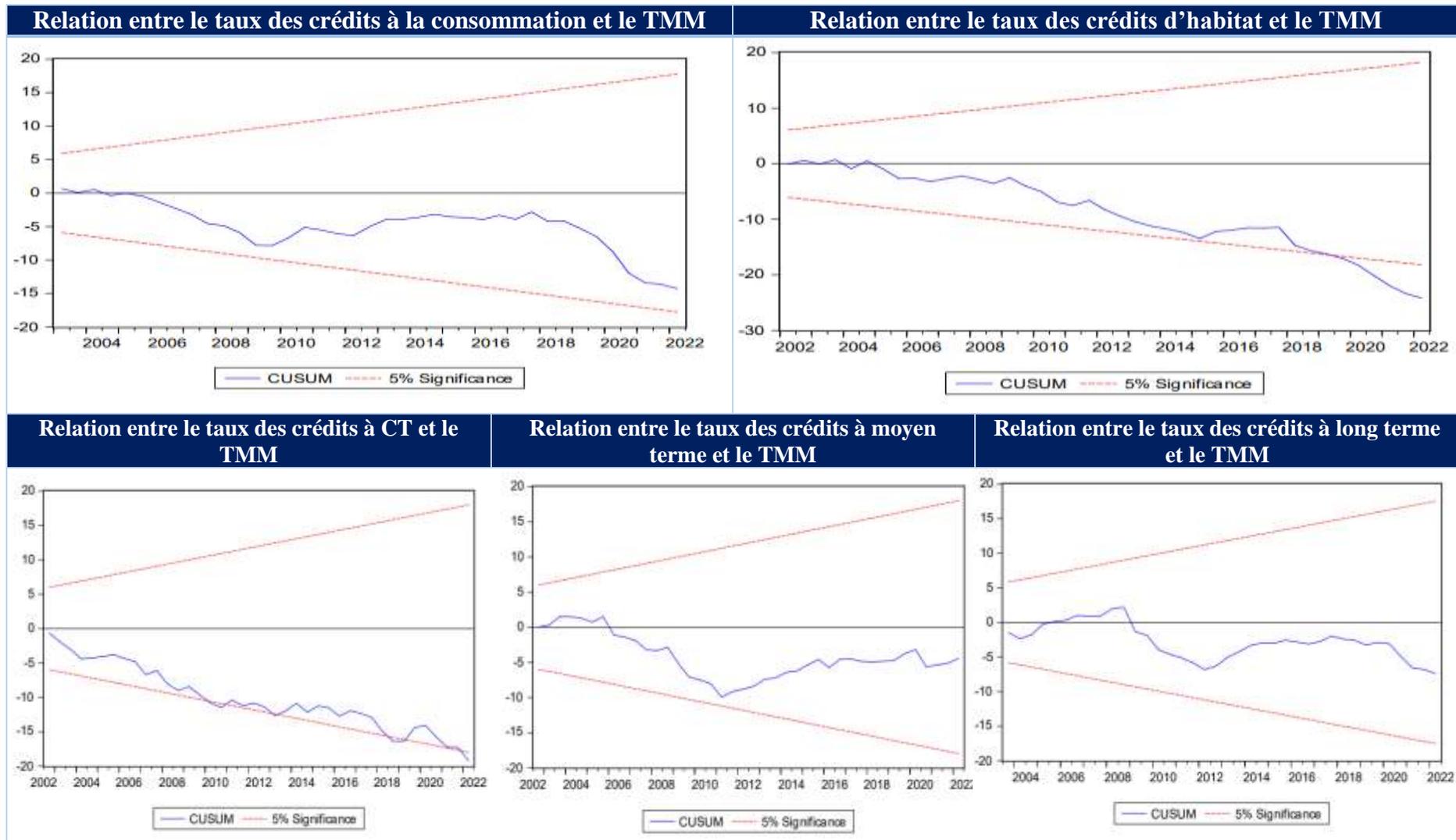
▪ Relation Crédit MT-TMM

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--|-------------|------------|-------------|--------|
| C | 0.770802 | 0.247697 | 3.111872 | 0.0034 |
| CRED_MT(-1)* | -0.367486 | 0.073463 | -5.002328 | 0.0000 |
| TMM_SEM(-1) | 0.409571 | 0.074658 | 5.485928 | 0.0000 |
| D(TMM_SEM) | 0.662384 | 0.059278 | 11.17426 | 0.0000 |
| TMM_SEM | 1.114521 | 0.070559 | 15.79557 | 0.0000 |
| C | 2.097499 | 0.378832 | 5.536745 | 0.0000 |
| EC = CRED_MT - (1.1145*TMM_SEM + 2.0975) | | | | |

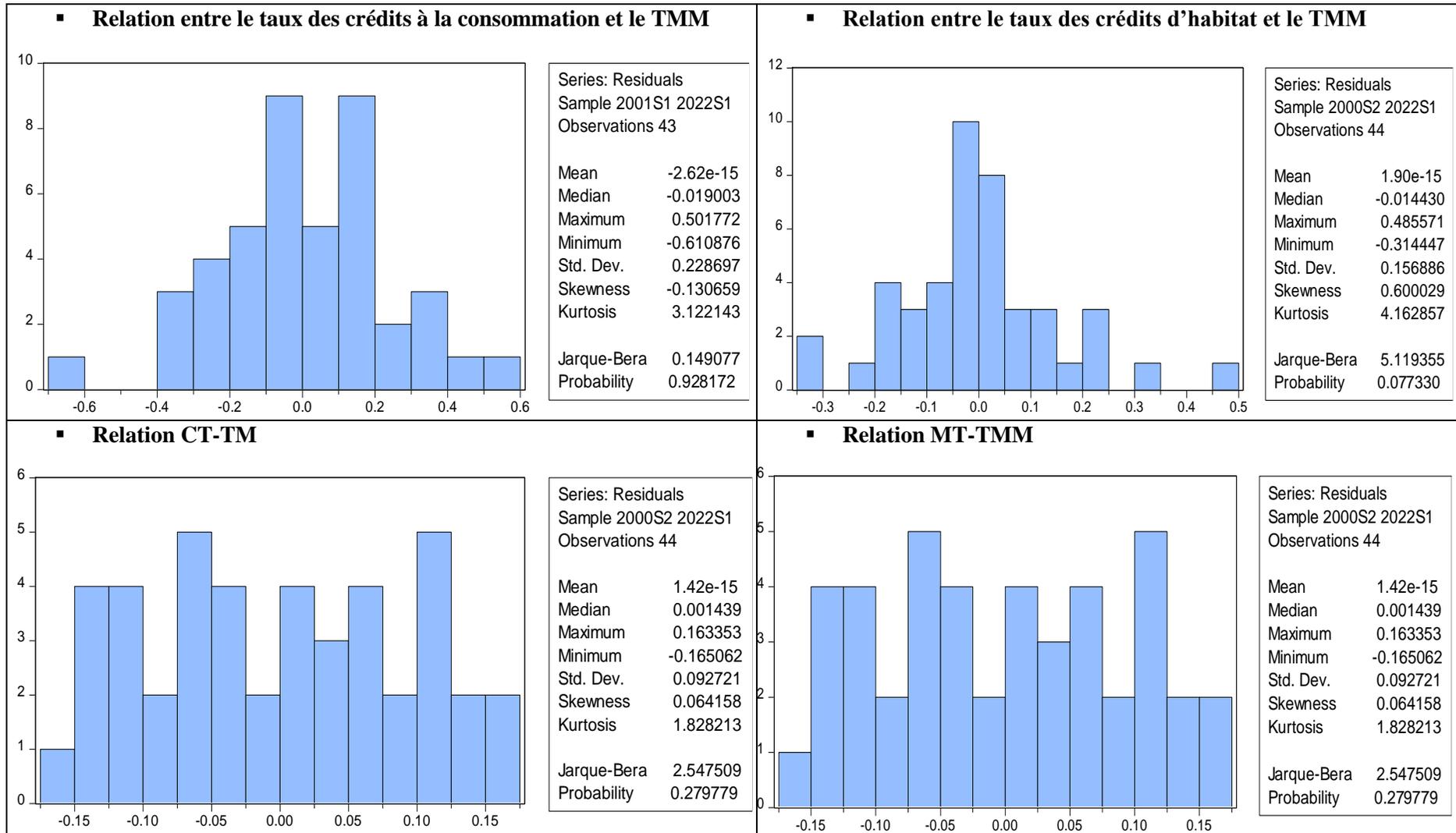
▪ Relation Crédits à long terme-TMM

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|----------------|-------------|------------|-------------|--------|
| C | 0.867077 | 0.282141 | 3.073202 | 0.0039 |
| CRED_LT(-1)* | -0.458275 | 0.057885 | -7.917017 | 0.0000 |
| TMM_SEM** | 0.529177 | 0.068572 | 7.717073 | 0.0000 |
| D(CRED_LT(-1)) | -0.197868 | 0.102369 | -1.932882 | 0.0605 |
| TMM_SEM | 1.154715 | 0.093169 | 12.39371 | 0.0000 |
| C | 1.892046 | 0.503269 | 3.759509 | 0.0006 |

A.12. Analyse de validité du modèle : test de CUSUM



A.13. Test de normalité des résidus



A.14. Test d'autocorrélation et d'Hétéroscédasticité des résidus

| Test d'Autocorrélation des résidus | | | | Test d'Hétéroscédasticité des résidus | | | |
|--|----------|---------------------|--------|--|----------|---------------------|--------|
| <ul style="list-style-type: none"> Relation entre le taux des crédits à la consommation et le TMM | | | | <ul style="list-style-type: none"> Relation entre le taux des crédits à la consommation et le TMM | | | |
| Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test: | | | | Heteroskedasticity Test: Harvey | | | |
| F-statistic | 27.62804 | Prob. F(2,37) | 0.0000 | F-statistic | 1.075495 | Prob. F(3,39) | 0.3707 |
| Obs*R-squared | 25.75452 | Prob. Chi-Square(2) | 0.0000 | Obs*R-squared | 3.285588 | Prob. Chi-Square(3) | 0.3497 |
| <ul style="list-style-type: none"> Relation entre le taux des crédits d'habitat et le TMM | | | | <ul style="list-style-type: none"> Relation entre le taux des crédits d'habitat et le TMM | | | |
| Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test: | | | | Heteroskedasticity Test: Harvey | | | |
| F-statistic | 1.847749 | Prob. F(2,39) | 0.1711 | F-statistic | 0.885954 | Prob. F(2,41) | 0.4201 |
| Obs*R-squared | 3.808410 | Prob. Chi-Square(2) | 0.1489 | Obs*R-squared | 1.822784 | Prob. Chi-Square(2) | 0.4020 |
| <ul style="list-style-type: none"> Relation CT-TMM | | | | <ul style="list-style-type: none"> Relation CT-TMM | | | |
| Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test: | | | | Heteroskedasticity Test: Harvey | | | |
| F-statistic | 0.109315 | Prob. F(2,38) | 0.8967 | F-statistic | 1.807237 | Prob. F(3,40) | 0.1614 |
| Obs*R-squared | 0.251702 | Prob. Chi-Square(2) | 0.8817 | Obs*R-squared | 5.252009 | Prob. Chi-Square(3) | 0.1542 |
| <ul style="list-style-type: none"> Relation MT-TMM | | | | <ul style="list-style-type: none"> Relation MT-TMM | | | |
| Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test: | | | | Heteroskedasticity Test: Harvey | | | |
| F-statistic | 0.015164 | Prob. F(2,38) | 0.9850 | F-statistic | 2.072271 | Prob. F(3,40) | 0.1192 |
| Obs*R-squared | 0.035090 | Prob. Chi-Square(2) | 0.9826 | Obs*R-squared | 5.918620 | Prob. Chi-Square(3) | 0.1156 |
| <ul style="list-style-type: none"> Relation LT-TMM | | | | <ul style="list-style-type: none"> Relation LT-TMM | | | |
| Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test: | | | | Heteroskedasticity Test: Harvey | | | |
| F-statistic | 1.918926 | Prob. F(2,36) | 0.1611 | F-statistic | 0.708354 | Prob. F(4,38) | 0.5529 |
| Obs*R-squared | 4.041046 | Prob. Chi-Square(2) | 0.1326 | Obs*R-squared | 2.221945 | Prob. Chi-Square(4) | 0.5276 |

B. Les annexes de la deuxième partie - modèle SVAR

B.1. Eléments de la théorie de la modélisation SVAR

Le modèle SVAR a été développé en 1968 par plusieurs chercheurs et académiciens tels que **Bernanke, Sims et Blanchard et Watson** suite aux critiques qui ont été adressées aux modèles économétriques utilisés à l'époque surtout dans l'analyse des politiques monétaire et budgétaire. Ce modèle permet d'utiliser la théorie économique pour transformer le modèle VAR de forme réduite (boite noire) en un système d'équations structurelles. Les paramètres de ce système sont estimés en imposant des restrictions structurelles contemporaines. Ainsi, la différence cruciale entre les modèles VAR a théoriques et structurels réside dans les fonctions de réponses impulsionnelles et des décompositions de la variance qui peuvent être interprétées de manière structurelle et sur la base d'un fondement microéconomique.

Ainsi, afin d'estimer les relations comportementales basées sur un fondement microéconomique, nous étudierons différentes méthodes d'identification qui reposent sur l'imposition des restrictions à court terme et à long terme.

Le modèle **VAR structurel** se construit de la manière suivante :

$$\mathbf{A}_0 \mathbf{X}_t = \mathbf{D}(\mathbf{L}) \mathbf{X}_t + \mathbf{B} \mathbf{u}_t$$

Avec :

- \mathbf{X}_t : est un vecteur $n \times 1$ contenant des variables économiques, et \mathbf{u}_t est un vecteur de même dimension d'innovations structurelles de moyenne zéro.
- \mathbf{A}_0 : est une matrice de coefficients structurels, c'est une matrice normalisée pour avoir des uns sur la diagonale. Cette matrice résume les relations contemporaines entre les variables du modèle. Dans la majorité des cas, les restrictions d'identification sont imposées au niveau de cette matrice \mathbf{A}_0 .
- $\mathbf{D}(\mathbf{L}) = \sum_{t=1}^n \mathbf{L}_t$; \mathbf{L}_i contient des polynômes structurels et \mathbf{B} est supposée être une matrice identité.
- \mathbf{L} : est un opérateur de décalage.

A ce modèle structurel, nous associons la représentation VAR de forme réduite exprimée comme suit :

$$\mathbf{X}_t = \mathbf{C}(\mathbf{L})\mathbf{X}_t + \boldsymbol{\epsilon}_t$$

Avec : $\boldsymbol{\epsilon}_t$ est un vecteur contenant les résidus du modèle VAR de forme réduite, ces résidus sont exprimés comme suit :

$$\boldsymbol{\epsilon}_t = \mathbf{A}_0^{-1}\mathbf{B}\mathbf{u}_t$$

Sa matrice de covariance se présente comme suit :

$$\boldsymbol{\Omega} = \mathbf{E}(\boldsymbol{\epsilon}_t \boldsymbol{\epsilon}_t') = \mathbf{A}_0^{-1} \sum \mathbf{A}'_0^{-1}$$

Ce vecteur est également caractérisé par :

$$\mathbf{E}(\boldsymbol{\epsilon}_t) = \mathbf{0}, \mathbf{E}(\boldsymbol{\epsilon}_t / \mathbf{X}_{t-1}) = \mathbf{0}, \mathbf{E}(\boldsymbol{\epsilon}_t \boldsymbol{\epsilon}_s') = \mathbf{0}$$

L'identification du modèle SVAR se base sur l'imposition des restrictions issues de la réalité économique du pays et des relations qu'existent entre les variables à estimer.

B.2. Les restrictions du modèle SVAR

Le choix des restrictions du modèle SVAR se base sur un fondement microéconomique. A cet effet, trois catégories de restrictions peuvent être présentées dans ce cadre à savoir :

- Zéro restriction à court terme : aucun effet à court terme ;
- Zéro restriction à long terme : Pas d'effets à long terme ;
- Restrictions de signe.

Le nombre de restriction est déterminé selon la formule suivante :

$$n = \frac{\mathbf{K}(\mathbf{K}-1)}{2}$$

Où n est le nombre de restrictions et k est le nombre de variables endogènes utilisées pour estimer le SVAR.

Dans le cadre de cette étude de recherche, nous nous intéressons à l'identification de Cholesky du modèle VAR structurel. Ainsi, nous présentons dans ce qui suit le schéma d'identification des chocs de court terme dans ce cadre d'analyse.

Le schéma d'identification des chocs de court terme suppose que certains chocs n'ont aucun effet contemporain sur une ou plusieurs des variables endogènes.

Pour pouvoir assimiler le schéma d'identification des chocs de court terme selon Chlesky, prenons l'exemple simple d'un VAR structurel bi-varié avec deux variables endogènes Y_1 et Y_2 . Mathématiquement, nous pouvons représenter cela dans un système à deux équations comme suit :

$$Y_{1,t} = \Phi_{11}Y_{1,t-1} + \Phi_{12}Y_{2,t-1} + b_{11} \epsilon_{1,t} + b_{12} \epsilon_{2,t}$$

$$Y_{2,t} = \Phi_{21}Y_{1,t-1} + \Phi_{22}Y_{2,t-1} + b_{21} \epsilon_{1,t} + b_{22} \epsilon_{2,t}$$

Ce modèle VAR structurel inclut des chocs contemporains distincts pour chaque variable : ϵ_1 et ϵ_2 . Ces chocs sont des bruits blancs non observables avec des moyennes nulles. De même, ces chocs sont non-corrélées et indépendantes les unes des autres. La matrice B suivante capte l'impact des chocs ϵ_1 et ϵ_2 sur Y_1 et Y_2 . Cette matrice se présente comme suit :

$$B = \begin{pmatrix} b_{11} & b_{12} \\ b_{21} & b_{22} \end{pmatrix}$$

Alors en se basant sur le modèle bi-varié, des restrictions à court terme nulles peuvent être mis en œuvre. Dans ce cadre, si nous considérons qu'un choc sur Y_2 n'impacte pas instantanément Y_1 cela implique que $b_{12} = 0$. Alors la matrice B sera représentée comme suit :

$$B = \begin{pmatrix} b_{11} & 0 \\ b_{21} & b_{22} \end{pmatrix}$$

Par conséquent, il est important de rappeler que le choix de l'ordre des variables de l'étude est très important dans la mesure où il permet d'ordonner les variables de telle sorte que la matrice B soit **triangulaire inférieure** permettant ainsi d'utiliser la décomposition de Cholesky pour l'estimation des paramètres des variables.

Etant donné que nous nous intéressons à la décomposition de Cholesky, nous nous limitons à la présentation du cadre théorique relatif à l'imposition des restrictions nulles à court terme comme le montre le tableau ci-après :

| Méthode | Description | Implémentation |
|--|---|--|
| Zéro restriction à court terme :effets contemporains nuls | Suppose que certains chocs à l'instant t n'ont aucun impact sur une ou plusieurs variables endogènes à l'instant t. | Restreindre les éléments diagonaux supérieurs de la matrice B à zéro. La matrice B peut être trouvé en utilisant la décomposition de Cholesky suivante : $B = \Sigma u$ |

B.3. Analyse des fonctions de réponses impulsionnelles

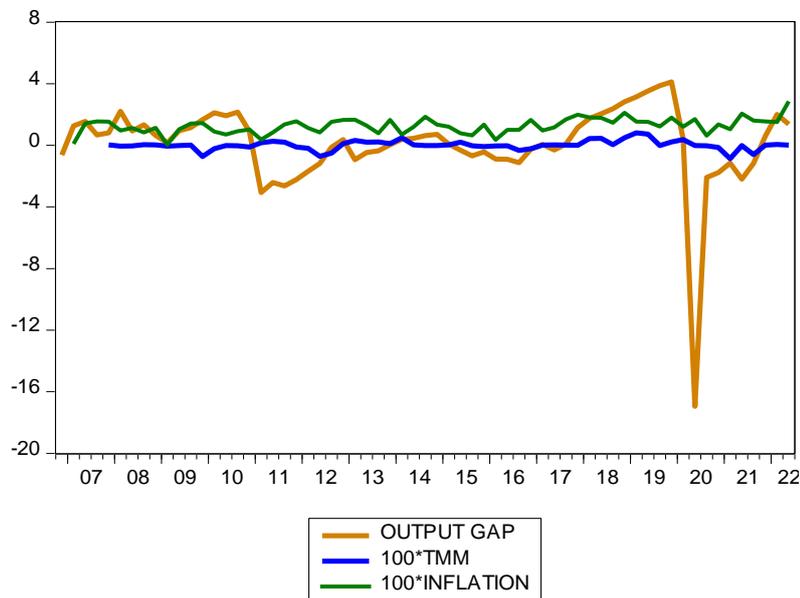
Les réponses impulsionnelles aux chocs du VAR ont été dérivées principalement du modèle MA présenté comme suit :

$$X_t = A_0^{-1}D(L)u_t$$

Les réponses impulsionnelles aux chocs structurels sont formulées comme suit :

$$\epsilon_t = A_0^{-1}Bu_t$$

B.4. Evolution des variables



Source : Auteur & Données de la BCT

ANNEXES

B.5. Test de stationnarité des variables du modèle S-VAR : Test ADF

▪ **Stationnarité du TMM en niveau**

| Constatnte | | | Avec constatnte et tendance | | | Neant | | |
|--|-------------|--------|--|-------------|--------|--|-------------|--------|
| | t-Statistic | Prob.* | | t-Statistic | Prob.* | | t-Statistic | Prob.* |
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | -1.304309 | 0.6223 | Augmented Dickey-Fuller test statistic | -2.358250 | 0.3972 | Augmented Dickey-Fuller test statistic | 0.404214 | 0.7971 |
| Test critical values: | | | Test critical values: | | | Test critical values: | | |
| 1% level | -3.542097 | | 1% level | -4.115684 | | 1% level | -2.603423 | |
| 5% level | -2.910019 | | 5% level | -3.485218 | | 5% level | -1.946253 | |
| 10% level | -2.592645 | | 10% level | -3.170793 | | 10% level | -1.613346 | |
| *Mackinnon (1996) one-sided p-values. | | | *Mackinnon (1996) one-sided p-values. | | | *Mackinnon (1996) one-sided p-values. | | |

▪ **Stationnarité du TMM en différence première**

| Constatnte | | | Avec constatnte et tendance | | | Neant | | |
|--|-------------|--------|--|-------------|--------|--|-------------|--------|
| | t-Statistic | Prob.* | | t-Statistic | Prob.* | | t-Statistic | Prob.* |
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | -4.685851 | 0.0003 | Augmented Dickey-Fuller test statistic | -4.731107 | 0.0016 | Augmented Dickey-Fuller test statistic | -4.702672 | 0.0000 |
| Test critical values: | | | Test critical values: | | | Test critical values: | | |
| 1% level | -3.542097 | | 1% level | -4.115684 | | 1% level | -2.603423 | |
| 5% level | -2.910019 | | 5% level | -3.485218 | | 5% level | -1.946253 | |
| 10% level | -2.592645 | | 10% level | -3.170793 | | 10% level | -1.613346 | |
| *Mackinnon (1996) one-sided p-values. | | | *Mackinnon (1996) one-sided p-values. | | | *Mackinnon (1996) one-sided p-values. | | |

ANNEXES

▪ **Stationnarité de l'IPC en niveau**

| Constatnte | | | Avec constatnte et tendance | | | Neant | | |
|--|-------------|--------|--|-------------|--------|--|-------------|--------|
| | t-Statistic | Prob.* | | t-Statistic | Prob.* | | t-Statistic | Prob.* |
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | 3.835451 | 1.0000 | Augmented Dickey-Fuller test statistic | 0.063091 | 0.9962 | Augmented Dickey-Fuller test statistic | 21.24129 | 1.0000 |
| Test critical values: | | | Test critical values: | | | Test critical values: | | |
| 1% level | -3.540198 | | 1% level | -4.113017 | | 1% level | -2.602794 | |
| 5% level | -2.909206 | | 5% level | -3.483970 | | 5% level | -1.946161 | |
| 10% level | -2.592215 | | 10% level | -3.170071 | | 10% level | -1.613398 | |
| *Mackinnon (1996) one-sided p-values. | | | *Mackinnon (1996) one-sided p-values. | | | *Mackinnon (1996) one-sided p-values. | | |

▪ **Stationnarité de l'IPC en différence première**

| Constatnte | | | Avec constatnte et tendance | | | Neant | | |
|--|-------------|--------|--|-------------|--------|--|-------------|--------|
| | t-Statistic | Prob.* | | t-Statistic | Prob.* | | t-Statistic | Prob.* |
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | -5.579638 | 0.0000 | Augmented Dickey-Fuller test statistic | -6.520323 | 0.0000 | Augmented Dickey-Fuller test statistic | 0.267043 | 0.7601 |
| Test critical values: | | | Test critical values: | | | Test critical values: | | |
| 1% level | -3.542097 | | 1% level | -4.115684 | | 1% level | -2.605442 | |
| 5% level | -2.910019 | | 5% level | -3.485218 | | 5% level | -1.946549 | |
| 10% level | -2.592645 | | 10% level | -3.170793 | | 10% level | -1.613181 | |
| *Mackinnon (1996) one-sided p-values. | | | *Mackinnon (1996) one-sided p-values. | | | *Mackinnon (1996) one-sided p-values. | | |

ANNEXES

▪ **Stationnarité de l'output gap en niveau**

| Constatnte | | | Avec constatnte et tendance | | | Neant | | |
|--|-------------|--------|--|-------------|--------|--|-------------|--------|
| | t-Statistic | Prob.* | | t-Statistic | Prob.* | | t-Statistic | Prob.* |
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | -5.302468 | 0.0000 | Augmented Dickey-Fuller test statistic | -5.308539 | 0.0003 | Augmented Dickey-Fuller test statistic | -5.337840 | 0.0000 |
| Test critical values: 1% level | -3.540198 | | Test critical values: 1% level | -4.113017 | | Test critical values: 1% level | -2.602794 | |
| 5% level | -2.909206 | | 5% level | -3.483970 | | 5% level | -1.946161 | |
| 10% level | -2.592215 | | 10% level | -3.170071 | | 10% level | -1.613398 | |
| *Mackinnon (1996) one-sided p-values. | | | *Mackinnon (1996) one-sided p-values. | | | *Mackinnon (1996) one-sided p-values. | | |

▪ **Stationnarité du de l'output gap en différence première**

| Constatnte | | | Avec constatnte et tendance | | | Neant | | |
|--|-------------|--------|--|-------------|--------|--|-------------|--------|
| | t-Statistic | Prob.* | | t-Statistic | Prob.* | | t-Statistic | Prob.* |
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | -10.71792 | 0.0000 | Augmented Dickey-Fuller test statistic | -10.63246 | 0.0000 | Augmented Dickey-Fuller test statistic | -10.80868 | 0.0000 |
| Test critical values: 1% level | -3.542097 | | Test critical values: 1% level | -4.115684 | | Test critical values: 1% level | -2.603423 | |
| 5% level | -2.910019 | | 5% level | -3.485218 | | 5% level | -1.946253 | |
| 10% level | -2.592645 | | 10% level | -3.170793 | | 10% level | -1.613346 | |
| *Mackinnon (1996) one-sided p-values. | | | *Mackinnon (1996) one-sided p-values. | | | *Mackinnon (1996) one-sided p-values. | | |

B.6. Résultat du test de causalité de Granger

| Null Hypothesis: | F-Statistic | Prob. | Sens de causalité |
|--|-------------|--------|----------------------------|
| OUT_PUT_G does not Granger Cause T_M_M | 5.89520 | 0.0047 | Out_put_G cause TMM |
| T_M_M does not Granger Cause OUT_PUT_G | 5.49120 | 0.0066 | TMM cause Out_put_G |
| IPC does not Granger Cause T_M_M | 6.17381 | 0.0038 | IPC cause TMM |
| T_M_M does not Granger Cause IPC | 2.66463 | 0.0784 | TMM ne cause pas inflation |
| IPC does not Granger Cause OUT_PUT_G | 1.49770 | 0.2325 | IPC ne cause pas Out_put_G |
| OUT_PUT_G does not Granger Cause IPC | 0.50504 | 0.6062 | Out_put_G ne cause pas IPC |

Source : Auteur & calculs sur Eviews

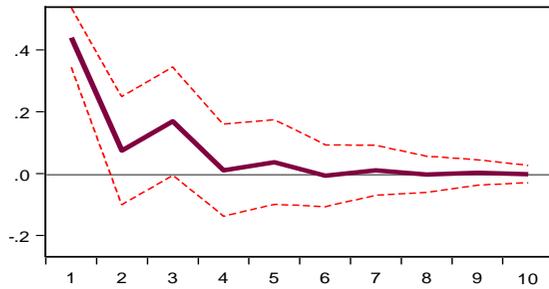
B.7. Estimation des matrices du modèle VAR structurel à la Cholesky

| Standard errors in () & t-statistics in [] | | | |
|--|---------------|------------|----------------|
| | 100*INFLATION | 100*TMM | 100*OUTPUT_GAP |
| 100*INFLATION(-1) | 0.183870 | 0.178263 | 233.3137 |
| | (0.18491) | (0.11680) | (127.306) |
| | [0.99439] | [1.52620] | [1.83270] |
| 100*INFLATION(-2) | 0.315463 | 0.194478 | -57.91427 |
| | (0.18051) | (0.11402) | (124.277) |
| | [1.74764] | [1.70560] | [-0.46601] |
| 100*TMM(-1) | -0.529494 | 0.177510 | -57.01126 |
| | (0.25969) | (0.16404) | (178.793) |
| | [-2.03895] | [1.08211] | [-0.31887] |
| 100*TMM(-2) | 0.073134 | 0.118858 | 223.1006 |
| | (0.24490) | (0.15470) | (168.612) |
| | [0.29863] | [0.76831] | [1.32316] |
| 100*OUTPUT_GAP(-1) | 0.000583 | 0.000205 | 0.339614 |
| | (0.00024) | (0.00015) | (0.16705) |
| | [2.40265] | [1.33613] | [2.03303] |
| 100*OUTPUT_GAP(-2) | 7.17E-05 | 0.000125 | -0.177892 |
| | (0.00027) | (0.00017) | (0.18315) |
| | [0.26942] | [0.74585] | [-0.97127] |
| C | 0.737624 | -0.470861 | -251.2937 |
| | (0.32839) | (0.20744) | (226.090) |
| | [2.24621] | [-2.26992] | [-1.11148] |
| R-squared | 0.275511 | 0.412397 | 0.188700 |
| Adj. R-squared | 0.151313 | 0.311665 | 0.049620 |
| Sum sq. resids | 6.770858 | 2.701723 | 3209500. |
| S.E. equation | 0.439833 | 0.277835 | 302.8201 |
| F-statistic | 2.218323 | 4.094005 | 1.356772 |
| Log likelihood | -21.26954 | -1.976042 | -295.7185 |
| Akaike AIC | 1.346169 | 0.427431 | 14.41517 |
| Schwarz SC | 1.635780 | 0.717042 | 14.70478 |
| Mean dependent | 1.386800 | 0.038413 | -6.974504 |
| S.D. dependent | 0.477435 | 0.334878 | 310.6247 |

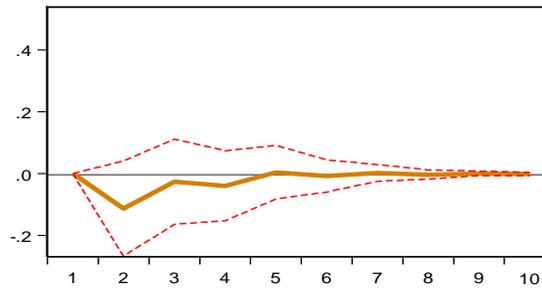
B.8. Les fonctions de réponses impulsionnelles

Response to Cholesky One S.D. (d.f. adjusted) Innovations ± 2 S.E.

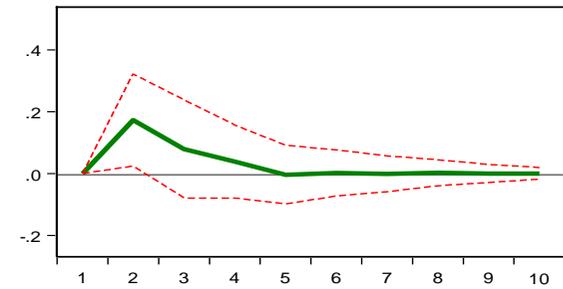
Response of 100*INFLATION to 100*INFLATION



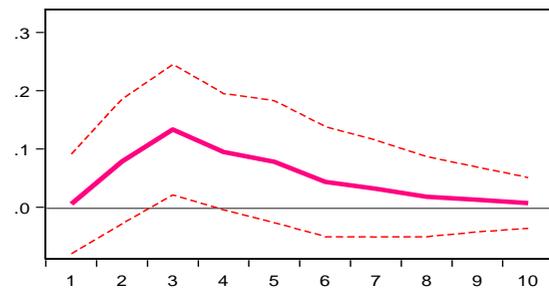
Response of 100*INFLATION to 100*TMM



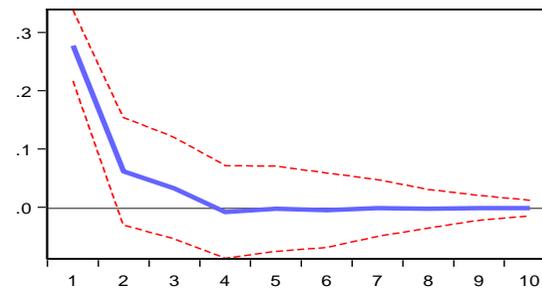
Response of 100*INFLATION to 100*OUTPUT_GAP



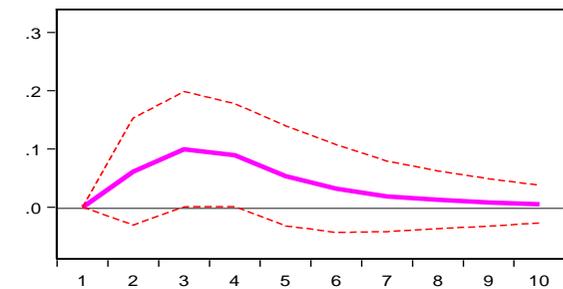
Response of 100*TMM to 100*INFLATION



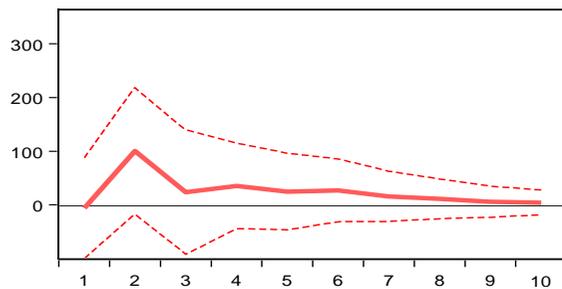
Response of 100*TMM to 100*TMM



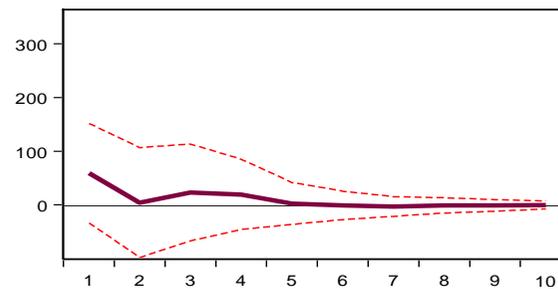
Response of 100*TMM to 100*OUTPUT_GAP



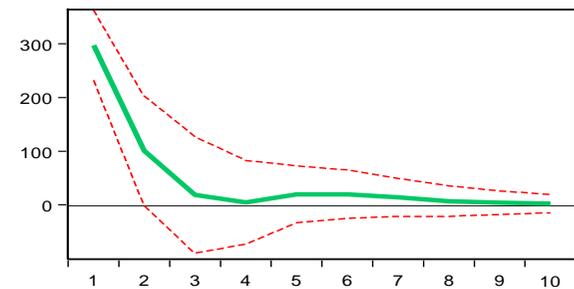
Response of 100*OUTPUT_GAP to 100*INFLATION



Response of 100*OUTPUT_GAP to 100*TMM



Response of 100*OUTPUT_GAP to 100*OUTPUT_GAP

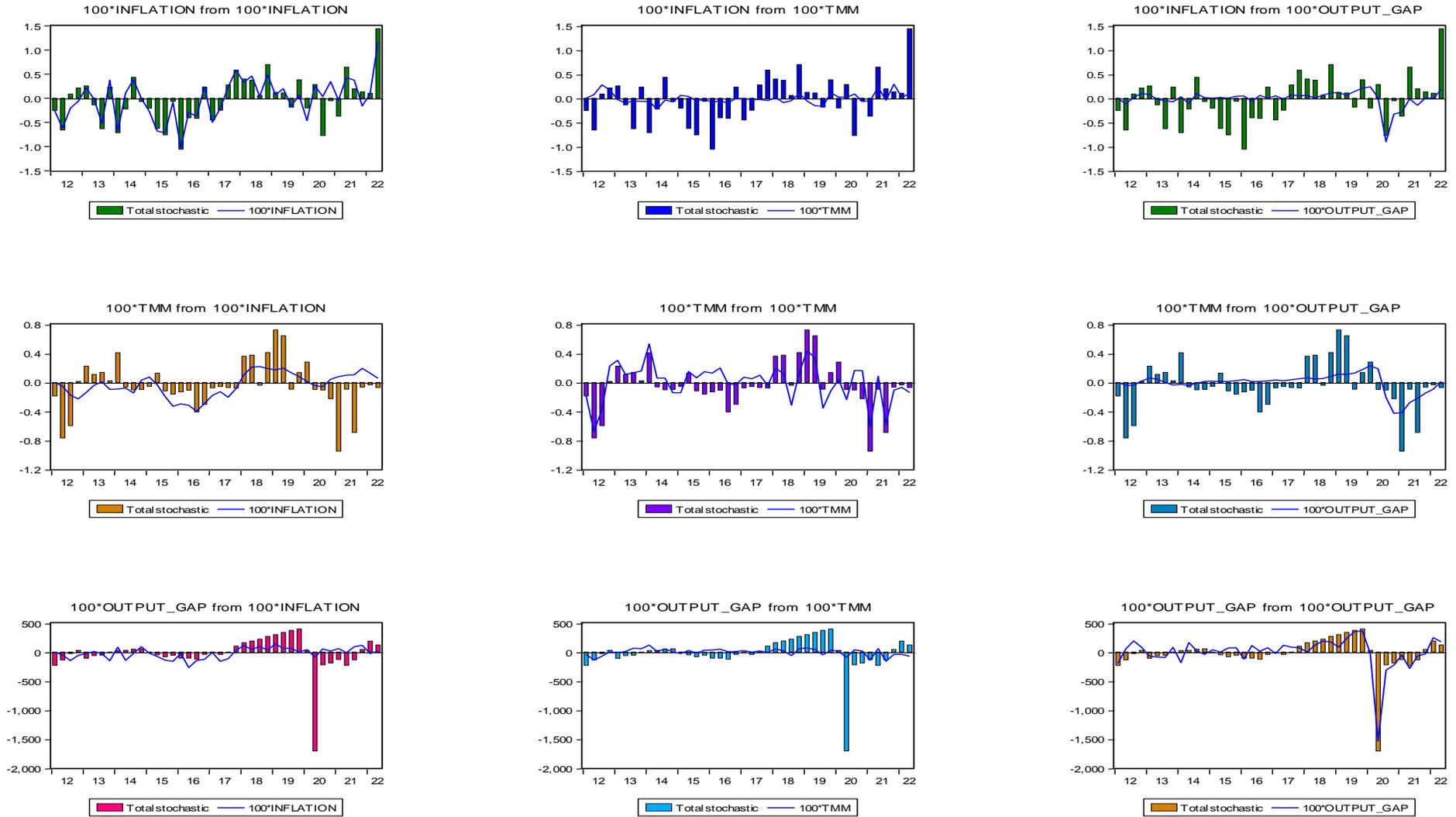


B.9. Les études empiriques autour de la relation output gap-inflation

| Organismes | Méthode utilisée | Période d'estimation | Pays | Résultats de l'estimation |
|---|--|----------------------|---------------------|--|
| BCEAO (ABOU & Melesse) | Les filtres Moyenne Mobile-HP-BK-CF- Tendance linéaire- Tendance Segmentée et FCP Estimation de gap de production par la MCO | 1971-2010 | Les Pays de l'UEMOA | - L'output gap estimé par l'approche de la fonction de production explique correctement la dynamique de l'inflation. -Les résultats empiriques montrant une hausse de l'output gap de 10 points entraînerait une hausse de 3,4 points de inflation. |
| BCEAO (Gradé Momèle Kipré) | Les filtres HP-BK – CF et la fonction de production Estimation de gap de production par la MCO | 1973-2011 | Afrique d'ouest | -L'output gap calculé par la méthode de la fonction de production a une relation significative avec l'inflation. -Une hausse de l'écart de production de 10% entraînerait une progression de 3.6 % de l'inflation. |
| Université Mohamed V (EL BASRI Amine) | -Filtre HP et la tendance segmentée Estimation de gap de production par la MCO | 1980-2014 | Maroc | La relation entre l'output gap et l'inflation est positive, mais n'est pas significative. La hausse du taux d'inflation est expliquée seulement par l'inflation anticipée. |
| Université Mohamed V (ELBRAIMI Amina, 2015) | -Filtre de Kalman Multivarié | 1999Q1 - 2009Q3 | Maroc | L'output gap estimé par le filtre de Kalman a permis d'aboutir des résultats significatifs, car il intègre des informations économiques additionnelles permettant de mieux expliquer l'inflation. |

B.10. Décomposition historique de Cholesky

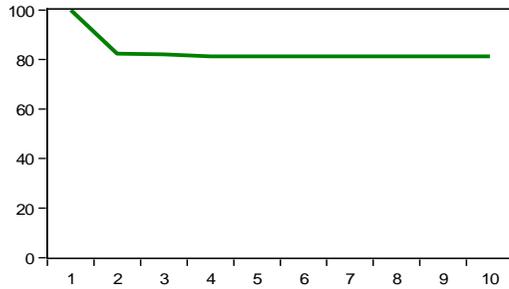
Historical Decomposition using Cholesky (d.f. adjusted) Weights



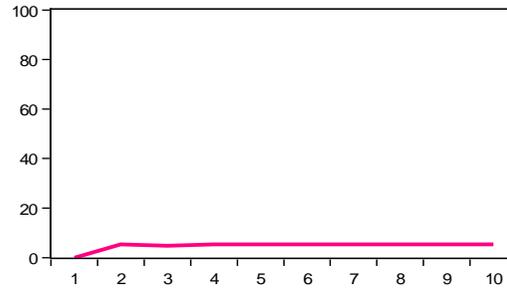
B.11. Décomposition de la variance des variables

Variance Decomposition using Cholesky (d.f. adjusted) Factors

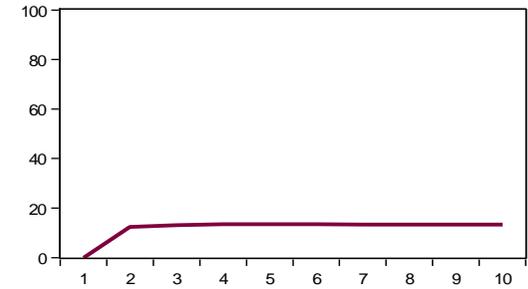
Percent 100*INFLATION variance due to 100*INFLATION



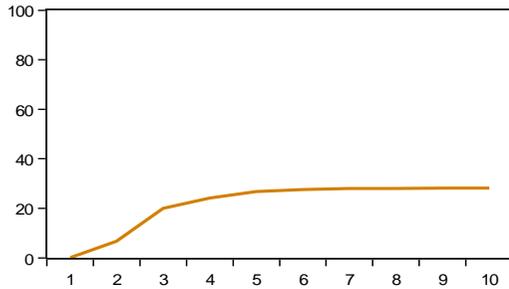
Percent 100*INFLATION variance due to 100*TMM



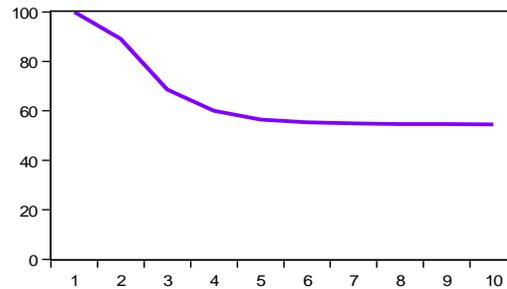
Percent 100*INFLATION variance due to 100*OUTPUT_GAP



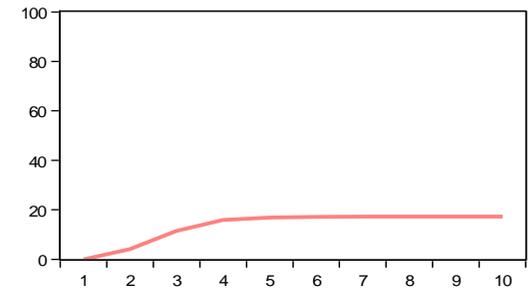
Percent 100*TMM variance due to 100*INFLATION



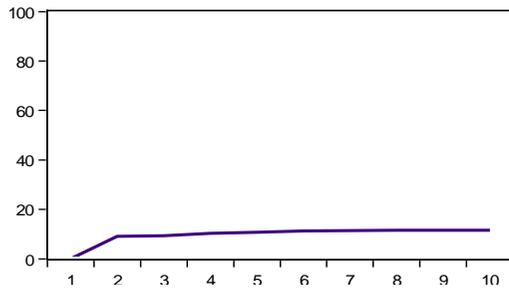
Percent 100*TMM variance due to 100*TMM



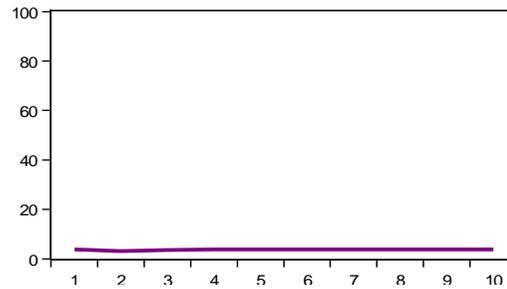
Percent 100*TMM variance due to 100*OUTPUT_GAP



Percent 100*OUTPUT_GAP variance due to 100*INFLATION



Percent 100*OUTPUT_GAP variance due to 100*TMM



Percent 100*OUTPUT_GAP variance due to 100*OUTPUT_GAP

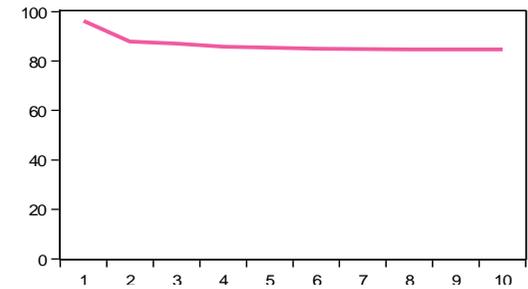


Table des matières

| | |
|--|----------|
| DÉDICACES | |
| REMERCIEMENTS | |
| RESUME | |
| ABSTRACT..... | |
| LISTE DES ABREVIATIONS | |
| LISTE DES TABLEAUX | |
| LISTE DES GRAPHIQUES | |
| LISTE DES ANNEXES | |
| PLAN..... | |
| INTRODUCTION GANARALE..... | 1 |
| PARTIE I : TAUX D'INTERET ET CONDUITE DE LA POLITIQUE MONETAIRE | 7 |
| INTRODUCTION..... | 7 |
| <i>CHAPITRE 01 : FONDEMENTS THEORIQUES SUR L'EFFICACITE DU CANAL DU TAUX D'INTERET DANS LA TRANSMISSION DE LA POLITIQUE MONETAIRE.....</i> | <i>8</i> |
| INTRODUCTION | 8 |
| I. Fondements théoriques de la politique monétaire et canaux de transmission | 8 |
| 1. Fondements de la politique monétaire..... | 8 |
| 1.1. Définition de la politique monétaire | 8 |
| 1.2. Théories de la politique monétaire..... | 8 |
| a. La théorie quantitative de la monnaie | 9 |
| b. L'approche Keynésienne..... | 9 |
| c. L'approche des monétaristes..... | 10 |
| d. L'approche néo – Keynésienne..... | 11 |
| 1.3. Objectifs de la politique monétaire | 12 |
| 1.4. Instruments de la politique monétaire | 13 |
| 2. Les canaux de transmission de la politique monétaire..... | 13 |
| 2.1. Canal du taux d'intérêt..... | 14 |
| 2.2. Canal du taux de change | 14 |
| 2.3. Canal du crédit | 15 |
| II. Analyse du « Pass-Through » de l'instrument de politique monétaire sur les taux bancaires..... | 15 |
| 1. Analyse du « Pass-Through » de l'instrument de politique monétaire sur les taux bancaires | 16 |
| 2. Estimation du « Pass-Through » de l'instrument de politique monétaire sur les taux bancaires..... | 17 |
| 3. Déterminants du « Pass-Through » de l'instrument de politique monétaire sur les taux bancaires..... | 18 |
| 3.1. La structure des crédits bancaires | 18 |
| 3.2. La concurrence bancaire | 19 |
| 3.3. L'inflation | 19 |
| 3.4. La volatilité des taux directeurs | 20 |
| 3.5. La croissance économique | 20 |
| III. Impact du taux d'intérêt sur les variables macroéconomiques réelles..... | 20 |
| 1. Présentation des effets du taux d'intérêt sur les comportements des agents économiques | 21 |
| 2. Présentation de l'impact du taux d'intérêt sur l'équilibre macroéconomique | 21 |
| 2.1. Equilibre sur le marché des biens et services en économie ouverte | 22 |
| 2.2. Equilibre sur le marché de la monnaie en économie ouverte | 22 |
| 2.3. Equilibre externe en économie ouverte | 23 |
| 3. Présentation de l'impact du taux d'intérêt sur l'efficacité de la politique monétaire | 24 |
| 3.1. Inefficacité de la politique monétaire dans le cadre d'un régime de change fixe et une parfaite mobilité des capitaux..... | 24 |

| | | |
|---|--|-----------|
| 3.2. | Inefficacité de la politique monétaire dans le cadre d'un régime de change fixe et une imparfaite mobilité des capitaux | 24 |
| 3.3. | Efficacité de la politique monétaire dans le cadre d'un régime de change flottant et une parfaite/imparfaite mobilité des capitaux | 25 |
| 4. | Présentation de l'impact du taux d'intérêt sur l'inflation | 25 |
| CONCLUSION..... | | 26 |
| | <i>CHAPITRE 02 : FONDEMENTS EMPIRIQUES SUR L'EFFICACITE DU CANAL DU TAUX D'INTERET DANS LA TRANSMISSION DE LA POLITIQUE MONETAIRE.....</i> | 27 |
| INTRODUCTION | | 27 |
| I. | Revue de littérature empirique sur le « Pass-Through » du taux directeur sur les taux bancaires. 27 | |
| 1. | Analyse du « Pass-Through du taux directeur sur les taux débiteurs des banques dans différents pays..... | 27 |
| 2. | Etude des déterminants du « Pass-Through » du taux de marché monétaire sur les taux débiteurs des banques | 30 |
| II. | Revue de littérature sur l'efficacité du canal du taux d'intérêt dans la transmission de la politique monétaire dans différents pays | 32 |
| 1. | Etude de l'efficacité des mécanismes de transmission de la politique monétaire à GHANA... 32 | |
| 2. | Etude de l'efficacité des mécanismes de transmission de la politique monétaire dans les PED32 | |
| 3. | Etude de l'efficacité des mécanismes de transmission de la politique monétaire au Vietnam . 33 | |
| 4. | Etude de l'efficacité des mécanismes de transmission de la politique monétaire dans l'Europe Centrale | 34 |
| 5. | Etude de l'efficacité des mécanismes de transmission de la politique monétaire en Arménie . 35 | |
| 6. | Autres études empiriques sur les mécanismes de transmission de la politique monétaire | 36 |
| III. | Revue de littérature sur l'efficacité du canal du taux d'intérêt dans la transmission de la politique monétaire en Tunisie..... | 37 |
| 1. | Etude des mécanismes de transmission de la politique monétaire en Tunisie dans le cadre d'un modèle VAR | 37 |
| 2. | Etude des mécanismes de transmission de la politique monétaire en Tunisie dans le cadre d'un modèle DSGE » | 38 |
| 3. | Etude des canaux de transmission de la politique monétaire dans un contexte d'hétérogénéité bancaire..... | 39 |
| 4. | Analyse des mécanismes de transmission de la politique monétaire en Tunisie à travers un modèle néokeynésien | 40 |
| CONCLUSION..... | | 42 |
| CONCLUSION DE LA PREMIERE PARTIE..... | | 43 |
| PARTIE II : EVALUATION ECONOMETRIQUE DE L'EFFICACITE DU CANAL DU TAUX D'INTERET DANS LA TRANSMISSION DE LA POLITIQUE MONETAIRE : CAS DE LA TUNISIE | | 46 |
| INTRODUCTION..... | | 46 |
| | <i>CHAPITRE 01 : MODELISATION DU « PASS-THROUGH » DE L'INSTRUMENT DE POLITIQUE MONETAIRE SUR LES TAUX DEBITEURS DES BANQUES TUNISIENNES.....</i> | 48 |
| INTRODUCTION | | 48 |
| I. | Cadre de conduite de la politique monétaire en Tunisie | 48 |
| 1. | Evolution de la politique monétaire en Tunisie | 48 |
| 2. | Cadre opérationnel de conduite de la politique monétaire en Tunisie | 51 |
| 2.1. | Les opérations à l'initiative de la Banque Centrale de Tunisie..... | 51 |
| 2.2. | Les opérations à l'initiative des banques | 52 |
| 2.3. | Les réserves obligatoires..... | 52 |
| II. | Présentation des variables et de la méthodologie économétrique d'estimation..... | 52 |
| 1. | Présentation des variables..... | 53 |
| 1.1. | Le taux effectif global-TEG..... | 53 |
| 1.2. | Le taux du marché monétaire – TMM | 53 |
| 1.3. | Présentation de la structure des taux d'intérêt en Tunisie | 53 |

| | | |
|------|--|-----------|
| 2. | Présentation de la méthodologie économétrique d'estimation | 57 |
| 2.1. | Présentation de la modélisation ARDL..... | 57 |
| 2.2. | Présentation théorique de la spécification du modèle d'estimation issue de la forme générale du modèle ARDL..... | 58 |
| 2.3. | Présentation du test de validité du modèle | 59 |
| III. | Evolution des variables, matrice de corrélation et analyse des statistiques descriptives | 59 |
| 1. | Evolution des taux débiteurs et du TMM en Tunisie..... | 59 |
| 2. | Présentation de la matrice de corrélation entre les variables | 59 |
| 3. | Analyse des statistiques descriptives..... | 60 |
| IV. | Présentation des tests préalables à l'estimation du modèle | 61 |
| 1. | Etude de la stationnarité des variables..... | 61 |
| 1.1. | Présentation du test de Dickey Fuller augmenté (ADF)..... | 62 |
| 1.2. | Présentation du résultat du test de Dickey Fuller augmenté (ADF) | 62 |
| 2. | Etude de la causalité entre les variables | 63 |
| 2.1. | Présentation du test de causalité de Granger au sens de Toda-Yamamoto | 63 |
| 2.2. | Présentation du résultat du test de Toda-Yamamoto..... | 63 |
| 3. | Détermination du nombre de retard optimal | 64 |
| 4. | Test de cointégration de Pesaran et al. (2001) ou ARDL « approach to cointegrating »..... | 65 |
| 4.1. | Présentation de l'approche du test de cointégration aux bornes..... | 65 |
| 4.2. | Présentation du résultat du test de cointégration aux bornes..... | 66 |
| V. | Présentation de la spécification du modèle issue de la forme générale du modèle ARDL..... | 66 |
| 1. | Spécification ARDL de la relation entre le TEG des crédits à la consommation et le TMM... .. | 66 |
| 2. | Spécification ARDL de la relation entre le TEG des crédits d'habitat et le TMM..... | 67 |
| 3. | Spécification ARDL de la relation entre le TEG des crédits à CT et le TMM | 67 |
| 4. | Spécification ARDL de la relation entre le TEG des crédits à MT et le TMM | 67 |
| 5. | Spécification ARDL de la relation entre le TEG des crédits à LT et le TMM | 67 |
| VI. | Présentation des résultats de l'estimation du modèle ARDL et interprétations économiques..... | 68 |
| 1. | Présentation du résultat du modèle ARDL Optimal | 68 |
| 2. | Présentation de la dynamique de court terme et du mécanisme à correction d'erreur | 68 |
| 2.1. | Présentation de la dynamique de court terme issue du modèle ARDL | 68 |
| 2.2. | Présentation du mécanisme à correction d'erreur issu du modèle ARDL..... | 69 |
| 3. | Présentation de la dynamique de long terme issue du modèle ARDL | 71 |
| 3.1. | Présentation de la relation de long terme entre le TMM et le TEG des crédits à la consommation | 72 |
| 3.2. | Présentation de la relation à long terme entre le TMM et le TEG des crédits d'habitat.. | 73 |
| 3.3. | Présentation de la relation de long terme entre le TMM et le TEG des crédits à CT | 74 |
| 3.4. | Présentation de la relation de long terme entre le TMM et le TEG des crédits à MT | 75 |
| 3.5. | Présentation de la relation de long terme entre le TMM et le TEG des crédits à LT | 76 |
| 4. | Présentation du test CUSUM pour la validité du modèle ARDL | 77 |
| 5. | Présentation des tests sur les résidus | 77 |
| | CONCLUSION..... | 79 |
| | <i>CHAPITRE 02 : MODELISATION DE L'IMPACT DE L'INSTRUMENT DE POLITIQUE MONETAIRE SUR LA CROISSANCE ECONOMIQUE ET L'INFLATION EN TUNISIE.....</i> | <i>80</i> |
| | INTRODUCTION | 80 |
| I. | Présentation des variables, des hypothèses du modèle et de la méthodologie économétrique d'estimation | 80 |
| 1. | Présentation des variables..... | 80 |
| 1.1. | Variable de politique monétaire : TMM | 80 |
| 1.2. | Variable de croissance économique : Output-Gap | 81 |
| 1.3. | Variable de mesure de l'inflation : IPC..... | 84 |
| 2. | Présentation des hypothèses du modèle..... | 86 |
| 3. | Présentation de la méthodologie économétrique d'estimation | 87 |

| | | |
|------|--|------------|
| II. | Evolution des variables | 88 |
| III. | Présentation de la matrice de corrélation entre les variables | 88 |
| IV. | Présentation des tests préalables à l'estimation du modèle du modèle SVAR | 89 |
| 1. | Présentation du test de stationnarité des variables | 89 |
| 2. | Présentation du test de causalité de Granger | 90 |
| V. | Détermination du nombre de retard optimal | 91 |
| VI. | Test sur les résidus | 91 |
| 1. | Le test d'absence d'autocorrélation des résidus | 91 |
| 2. | Le test de normalité des résidus : test de Jarque-Bera | 92 |
| 3. | Le test d'hétéroscédasticité des résidus | 92 |
| VII. | Analyse des effets des actions de la politique monétaire sur l'économie réelle | 93 |
| 1. | Analyse des fonctions de réponses impulsionnelles | 94 |
| 1.1. | Réponse des variables à un choc d'inflation | 94 |
| a. | Réaction du TMM à un choc d'inflation | 94 |
| b. | Réaction de l'Output gap à un choc d'inflation | 96 |
| 1.2. | Réponse des variables à un choc de politique monétaire | 97 |
| a. | Réaction de l'inflation à un choc de taux d'intérêt | 97 |
| b. | Réaction de l'output gap à un choc de taux d'intérêt | 99 |
| 1.3. | Réponses des variables à un choc d'output gap | 101 |
| a. | Réaction de l'inflation à un choc de l'output gap | 101 |
| b. | Réaction du TMM à un choc de l'output gap | 102 |
| 2. | Analyse de la décomposition de la variance de l'erreur de prévision | 104 |
| | CONCLUSION | 106 |
| | CONCLUSION GENERALE | 108 |
| | RÉFÉRENCES BIBLIOGRAPHIQUES | 113 |
| | WEBOGRAPHIE | 118 |
| | ANNEXES | 119 |
| | TABLE DES MATIERES | 147 |

RESUME

Ce document examine l'efficacité du canal du taux d'intérêt dans la transmission de la politique monétaire en Tunisie en se basant sur deux approches économétriques à savoir : une modélisation ARDL et une modélisation SVAR. En effet, la transmission de la politique monétaire passe par deux étapes complémentaires. L'étude de la première étape basée sur une modélisation ARDL, est consacrée à l'analyse du « **Pass-Through** » de l'instrument de politique monétaire sur les taux débiteurs des banques tunisiennes. Le résultat de l'estimation montre que, sur le CT, le TMM exerce un **effet positif et moins que proportionnel** sur les taux débiteurs des crédits bancaires en Tunisie. En ce qui concerne la force de rappel à l'équilibre de LT, les résultats montrent que la proportion du déséquilibre entre le taux d'intérêt observé et le taux d'intérêt d'équilibre sera corrigée en **un semestre** et l'ajustement total sera presque terminé dans **deux ans** pour les crédits à la consommation et dans **11 mois** pour les crédits d'habitat. Pareillement, l'ajustement complet sera quasiment terminé au bout **d'un an et demi** pour les crédits à court terme, en **moins de trois semestres** pour les crédits à moyen terme et dans **un an** pour les crédits à long terme. Quant à la dynamique de long terme, les résultats montrent que le « **Pass-Through** » du taux de marché monétaire sur les taux débiteurs des banques tunisiennes est **relativement plus que complet** pour toutes les catégories de crédits à l'exception des crédits d'habitat qui est presque complet (**97%**). La transmission de la politique monétaire via le canal du taux d'intérêt met au point son achèvement au niveau macroéconomique. Ainsi, dans cette étape, nous avons étudié, à travers un modèle SVAR, les fonctions de réponses impulsionnelles de l'inflation et de la croissance économique suite à un choc de politique monétaire en Tunisie. L'estimation montre que l'instrument de politique monétaire, qui est le TMM, est **opérationnel et relativement efficace** dans la conduite de la politique monétaire et la lutte contre l'inflation en Tunisie.

Mots clés : Canal du taux d'intérêt, Efficacité, Force de rappel. Modèle ARDL, Modèle SVAR, « **Pass-Through** », Politique monétaire, TEG, TMM.

ABSTRACT

This research assesses the effectiveness of monetary policy's transmission in Tunisia via the interest rate channel using two econometric approaches: an ARDL and SVAR modeling. In fact, the transmission of monetary policy goes through two complementary stages. The study of the first stage of transmission of monetary policy in Tunisia, based on ARDL modeling, is devoted to the analysis of the "**Pass-Through**" of the monetary policy instrument on the lending rates of Tunisian banks. The result of the estimation shows that, in the short term, the money market rate has a **positive and less than proportional effect** on the lending rates of banks in Tunisia. Regarding the return to the long run equilibrium, the results show that the proportion of the imbalance between the observed interest rate and the equilibrium interest rate will be corrected in **one semester** and the total adjustment will be almost completed in **two years** for consumer credits and in **11 months** for mortgage credits. Similarly, the full adjustment will be almost complete in **one and a half years** for short-term loans, in **less than three semesters** for medium-term loans and in **one year** for long-term loans. As for the long-term dynamics, the results show that the "**Pass-Through**" of the money market rate on the lending rates of Tunisian banks is **relatively more than complete as it exceeds 100%** for all categories of credits except for mortgage credits which is almost complete (**97%**). The transmission of monetary policy via the interest rate channel finalizes its completion at the macroeconomic level. Thus, in this step, we studied, through an SVAR model, the impulse responses functions of inflation and economic growth that occur after a monetary policy shock in Tunisia. The estimation shows that the instrument of monetary policy, which is the MMR, is **operational and relatively effective** in the conduct of monetary policy and in the control of inflation in Tunisia.

Keywords: Interest rate channel, Efficiency, Recall force. ARDL model, SVAR model, Pass-Through, Monetary policy, TEG, MMR.