



ÉCOLE DOCTORALE SCIENCES DE L'HOMME ET DE LA SOCIÉTÉ

Laboratoire d'Économie d'Orléans/Laboratoire de Recherche en Économie de Développement de Sfax

THÈSE EN COTUTELLE INTERNATIONALE

présentée par :

Kawther ALIMI

soutenue le : **15 Juillet 2019**

pour obtenir le grade de : **Docteur de l'Université d'Orléans et de l'Université de Sfax**

Discipline : **Sciences Économiques**

Essais sur la politique monétaire en Tunisie dans un cadre d'Équilibre Général Dynamique Stochastique

THÈSE dirigée par :

Mr. Grégory LEVIEUGE

Professeur, Université d'Orléans,
Économiste chercheur à la Banque de France
Professeur, Université de Sfax

Mr. Mohamed CHAKROUN

RAPPORTEURS :

Mr. Moez LABIDI

Professeur, Université de Monastir

M^{me}. Cristina BADARAU-SEMENESCU

Maître de Conférences HDR,
Université de Bordeaux IV

JURY :

M^{me} Camélia TURCU

Professeur, Université d'Orléans, Présidente
Professeur, IEP Lyon

Mr. Antoine PARENT

M^{me} Cristina BADARAU-SEMENESCU

Maître de Conférences HDR,
Université de Bordeaux IV

Mr. Moez LABIDI

Professeur, Université de Monastir

Mr. Mohamed CHAKROUN

Professeur, Université de Sfax

Mr. Grégory LEVIEUGE

Professeur, Université d'Orléans,
Économiste chercheur à la Banque de France

*L'Université d'Orléans n'entend donner aucune approbation
ni improbation aux opinions émises dans cette thèse ;
elles doivent être considérées comme
propres à leurs auteurs.*

Remerciements

Je tiens à adresser mes remerciements, en premier lieu, à mes directeurs de thèse Grégory Levieuge et Mohamed Chakroun pour avoir accepté de diriger cette thèse. Je les remercie très sincèrement pour la confiance et le soutien qu'ils m'ont octroyé. Leurs encouragements m'ont été d'un grand profit tout au long de mes recherches. Je vous remercie vivement.

Je voudrais également remercier Monsieur Moez Labidi et Madame Cristina Badarau-Semenescu de m'avoir fait l'honneur de rapporter cette thèse, ainsi que Monsieur Antoine Parent et Madame Camélia Turcu, qui ont accepté de siéger dans mon Jury de thèse.

Je remercie également l'Université d'Orléans pour m'avoir accueillie au sein de son École Doctorale et son équipe de recherche en macroéconomie et Finance au sein du Laboratoire d'Économie d'Orléans (LEO). Mes remerciements vont aussi à tous les membres du LEO et tout le personnel administratif, en particulier Cécile Chamaillard, Karine Naudin et Mélie Henault pour leur gentillesse, leur disponibilité et ses aides continus dans toutes mes procédures administratives depuis mon premier séjour au LEO jusqu'à l'achèvement de cette thèse.

Mes remerciements vont également à tous les enseignants et les enseignants chercheurs du LEO, notamment Messieurs Jean-Paul Pollin, Patrick Villieu, Yannick Lucotte et Aziz Ndoeye Abdoul pour leur aide et leurs conseils sur les différentes parties de cette thèse et pour les remarques constructives qu'ils m'ont émanées.

A cette occasion, je remercie, tous mes collègues et amis du LEO avec qui j'ai partagé des supers moments inoubliables. Merci à : Bogdan, Andrea, Nadine, Rita, Désiré, Kady, Binéta, Hajare, Ismaël, Adrian, Emmanuel, Achille, Nicoletta, Tobignaré, Éric, Fadi, Hadi, Marie-Pierre, Moctar, Aoura, Nada, Noaman, Arslan, Abir, Asma, Dylan, Florian, Olessia, Réda, Florian et les autres.

Mes sincères remerciements s'adressent également à mes amis de l'OFE : Abdouraman et Gervais pour leurs gentillesse et leur soutien ainsi que pour tous les moments agréables qu'on a partagé ensemble. Je voudrais également faire une mention spéciale à Tojonirina, Josue et Médard qui m'ont aidé à me familiarisé avec « *Dynare* » et faire mes premiers pas dans l'estimation des modèles DSGE.

Je suis évidemment infiniment reconnaissante envers mes parents. Je dis merci à ma mère Noura, pour tous les sacrifices consentis et pour sa patience infinie avec mes enfants durant tous mes séjours en France. Merci maman. Je dis merci aussi à mon père Abdallah, pour son soutien moral et financier. Tout est toujours plus facile avec des parents comme les miens. Depuis toujours, leurs petits mots agréables, leur soutien et leur encouragement, notamment dans les moments les plus difficiles, m'ont donné toujours la force de ne pas lâcher et ont guidé mes performances avec réussite.

J'adresse aussi mes sincères remerciements et ma gratitude à mon époux Fathi, pour son soutien, sa patience et sa tolérance durant toutes ces années de réalisation de cette thèse. Aussi, à mes filles Farah et Maya, je tiens à leur adresser mes plus chaleureux remerciements d'avoir supporté mes absences répétées qui n'ont pas été faciles.

Merci beaucoup encore une fois à tous ceux qui me sont chers.

*Enfin, les mots sont inutiles... Cette thèse, je la dédie à **mon père***

À Maya et Farah

Table des matières

Remerciements	ii
Table des matières	vi
Liste des figures	ix
Liste des tableaux	x
Liste des sigles et acronymes	xi
INTRODUCTION GÉNÉRALE.....	12
Chapter 1 . LA POLITIQUE MONETAIRE EN TUNISIE FACE À LA VOLATILITE DU TAUX D'INFLATION	13
1.1 Introduction.....	14
1.2 Un diagnostic de la politique monétaire en Tunisie (PMT).....	15
1.2.1 Les objectifs de la PMT	15
1.2.2. Le taux d'intérêt comme instrument principal de régulation	18
1.2.3. La conduite de la PMT en Tunisie	19
1.2.3.1. La politique monétaire en Tunisie pré-révolution.....	19
1.2.3.2. La politique monétaire en Tunisie post-révolution.....	20
1.3 Le Modèle	26
1.3.1. Données et estimation du modèle.....	30
1.3.1.1. Les Données	30
1.3.1.2. Estimation par l'approche bayésienne	31
1.4 Résultats et discussion	34
1.4.1 Analyse des résultats de l'estimation	34
1.4.2 Fonctions de réponses impulsionnelles	37
1.4.3 Analyse de la décomposition de la variance d'erreur.....	38
1.5 Conclusion	40
Annexes A.....	43
Chapter 2 . LA POLITIQUE MONÉTAIRE EN TUNISIE FACE À LA VOLATILITÉ DU TAUX DE CHANGE.....	45
2.1 Introduction.....	46
2.2. Revue de littérature	48
2.3. Taux de change et politique monétaire	49
2.4. Politique monétaire et pass-through de taux de change Erreur ! Signet non défini.	
2.5. La politique monétaire et de change en Tunisie	51
2.6. Le Modèle	52
2.6.1 Économie domestique	52
2.6.1.1 Ménages	52
2.6.1.2 Firmes	58

2.6.1.3	Relation entre Pass-through et prix à l'importation.....	60
2.6.1.4	Coût marginal et inflation	62
2.6.1.5	Détermination de l'Équilibre entre demande agrégée et offre agrégée sur le marché	63
2.6.1.6	Politique monétaire	65
2.6.2	Économie Étrangère	66
2.7.	Calibration et estimation	66
2.7.1	Calibration.....	Erreur ! Signet non défini.
2.7.2	Estimation.....	68
2.8.	Analyse de réponses impulsionnelles	70
2.8.1	Choc de politique monétaire	70
2.8.2	Choc Technologique	72
2.9.	Conclusion	74
	Annexes B.	76
Chapter 3 . EFFETS DE LA POLITIQUE MONETAIRE DANS UN CONTEXTE DE RIGIDITÉ SUR LE MARCHÉ DE TRAVAIL.....		79
3.1	Introduction.....	80
3.2	Le Modèle	83
3.2.1	Entreprises productrices de biens domestiques	84
3.2.1.1	Biens finaux domestiques	84
3.2.1.2	Produits intermédiaires domestiques	85
3.2.1.3	Firmes importatrices domestiques	86
3.2.2	Entreprises nationales exportatrices	87
3.2.3	Ménages	87
3.2.4	Marché du travail	90
3.2.5	Politique monétaire	95
3.2.6	Conditions d'équilibre.....	95
3.2.7	Évolution des avoirs extérieurs nets.....	96
3.2.8	Économie étrangère.....	96
3.3	Calibration et Estimation du modèle.....	96
3.3.1	Calibration et distribution a priori des paramètres	97
3.3.2	Estimation et résultats	99
3.4	Fonctions de réponses impulsionnelles	103
3.4.1	Rôle des rigidités des salaires	103
3.4.2	Effets d'un choc technologique.....	106
3.5	Analyse de la décomposition de la variance d'erreur	109
3.6	Conclusion	109
	Annexes C.	112

CONCLUSION GENERALE	114
BIBLIOGRAPHIE	121

Liste des figures

Figure 1 Principaux Indicateurs macroéconomiques de la Tunisie.....	4
Figure 2 Hausse de l'Inflation globale en Tunisie	6
Figure 3 Conduite de la politique monétaire depuis 2011.....	8
Figure 1-1 Évolution de l'inflation et du taux d'intérêt directeur de la Banque centrale.....	16
Figure 1-2 Volume de refinancement en millions de Dinars	17
Figure 1-3 Évolution des Taux d'intérêt	21
Figure 1-4. Réponse relative de la production, de l'inflation et du taux d'intérêt nominal à un choc d'offre	43
Figure 1-5. Réponse relative de la production, de l'inflation et du taux d'intérêt nominal à un choc de demande	43
Figure 1-6. Réponse relative de la production, de l'inflation et du taux d'intérêt nominal à un choc de politique monétaire	44
Figure 2-1. Evolution du cours du dinar vis-à-vis du dollar et de l'euro.....	47
Figure 2-2. Réponses impulsionnelles à un choc de politique monétaire	70
Figure 2-3. Réponses impulsionnelles à un choc de productivité	72
Figure 3-1. Évolution de la rémunération des salaires en Tunisie	82
Figure 3-2. Taux de chômage global et des jeunes	83
Figure 3-3. Réponses impulsionnelles : suite à un choc de politique monétaire.....	104
Figure 3-4. Réponses impulsionnelles : suite à un choc technologique.....	107

Liste des tableaux

Table 1-1 Description des Paramètres à estimer	33
Table 1-2 Distributions a priori et a posteriori des principaux paramètres	33
Table 1-3 Distributions a priori et a posteriori des chocs	34
Table 1-4. Décomposition de la variance (en pourcentage).....	39
Table 2-1. Liste des paramètres calibrés	67
Table 3-1. Valeur des paramètres calibrés	98
Table 3-2. Estimation des distributions prior et posterior	101
Table 3-3. La décomposition de la variance d'erreur.....	109
Table 3-4. Description des différents chocs	112
Table 3-5. Liste et description des paramètres	113

Liste des sigles et acronymes

BCT : Banque Centrale de Tunisie

DSGE : Dynamic Stochastic General Equilibrium model

DYNARE¹ : Dynare est un préprocesseur qui permet de résoudre, de simuler et d'estimer les modèles non linéaires à variables prospectives, en utilisant comme interface Matlab ou Octave. Dans le domaine de l'économie, il sert particulièrement à résoudre et à estimer les modèles d'Équilibre Général Dynamique et Stochastiques (DSGE). Il est conçu et développé par le Centre pour la Recherche Économique et ses Applications (CEPREMAP).

FMI : Fonds Monétaire International

GMM : Méthode Des Moments Généralisés (*Generalized Method of Moment*)

HP : Hodrick-Prescott

INS : Institut National de Statistique

IPC : Indice des Prix à la Consommation

LPU : Loi du Prix Unique

MH : Metroplis Hasting

MCMC : Markov Chain Monte Carlo

ML : Maximum Likelihood

OCDE : Organisation de coopération et de développement économiques

PIB : Produit Intérieur Brut

PINC : Parité des Intérêts Non Couverte

PMT : Politique Monétaire en Tunisie

PNCTI : Parité Non Couverte du Taux d'Intérêt

PPA : Parité de Pouvoir d'Achat

RBC : Real Business Cycle model

TDE : Termes De l'Échange

TMM : Taux du Marché Monétaire

VAR : Vector Auto-Regressive

¹ Voir www.dynare.org

INTRODUCTION GÉNÉRALE

Dans un environnement où l'économie mondiale devient de plus en plus complexe, les autorités monétaires font face à des défis majeurs. Ces autorités mettent en œuvre des actions destinées à assurer la stabilité macroéconomique, en prévenant les fortes fluctuations de l'activité économique et les poussées d'inflation. Ces actions se caractérisent de plus en plus par de l'incertitude quant à leurs conséquences, ce qui peut profondément affecter le fonctionnement de l'économie.

La question des effets de la politique monétaire et son efficacité a toujours été suscité de vifs débats entre praticiens et théoriciens, aussi bien dans les pays émergents que dans les pays développés. Cependant, les économies émergentes sont structurellement différentes des économies développées et cela a des conséquences à prendre en compte lors de la conception des politiques macroéconomiques (Mishkin, 2004).

Il n'est nul doute que pour les pays émergents, les déséquilibres monétaires représentent une source d'inquiétude majeure. La volatilité, mais également la rapidité des ajustements monétaires posent de grands problèmes aux décideurs politiques et aux acteurs économiques. Parallèlement, le fait que la plupart de ces pays soient déjà surendettés et dépendent largement du financement extérieur les fragilise davantage et complique la tâche des autorités monétaires, puisque, comme le notent Christensen et Schanz (2018), un fort endettement peut nuire à l'efficacité de la politique monétaire.

En effet, un taux d'endettement élevé, lorsqu'il est libellé en devises, met les autorités monétaires face à un arbitrage. Elles doivent freiner la dépréciation de la monnaie locale en augmentant les taux d'intérêt, et conjointement contenir les coûts de financement de la dette (Christensen et Schanz, 2018). Dans un contexte de hausse continue de la dette, Calvo (1999a), Calvo et Mendoza (2000) et Calvo (2001) se sont montrés ainsi assez sceptiques quant au ciblage de l'inflation, en tant que stratégie de politique monétaire, pour les économies émergentes.

La question de l'indépendance de la Banque centrale est souvent avancée par les chercheurs comme l'un des véritables obstacles à la réussite du ciblage d'inflation dans les pays émergents. Comme le souligne Mishkin (2004), dans ces pays les lois sont facilement abrogées ; par conséquent, un engagement juridique en faveur de l'indépendance² de la

² L'indépendance de l'instrument signifie qu'il est interdit à la banque centrale de financer les déficits publics, elle doit être autorisée à définir les instruments de politique monétaire. Sans ingérence du gouvernement et des

Banque centrale sans un réel soutien public et politique peut ne pas suffire à garantir des politiques monétaires axées sur le contrôle de l'inflation [Cukierman, (1992) et Forder (2000)]. Calvo et Végh (1996) soutiennent l'idée que la faiblesse des institutions budgétaires, financières et monétaires rend les pays des marchés émergents très vulnérables, par rapport aux pays développés, à la forte inflation et aux crises monétaires.

Un autre déficit économique souligné par Mishkin (1996) et Calvo (2001) concerne la conduite de la politique de change dans les pays émergents. En effet, dans ces pays, les autorités monétaires sont généralement réticentes à autoriser des fluctuations libres du taux de change. De fait, la peur du flottement constitue une contrainte supplémentaire pour la politique monétaire dans ces pays (Calvo et Reinhart, 2002).

D'ailleurs, la maîtrise des fluctuations du taux de change est un véritable challenge qui inquiète davantage les décideurs publics des économies émergentes. En effet, ces économies sont plus confrontées à une hausse de l'inflation due au *pass-through*³ (Mishkin, 2004). Ainsi, Mishkin (1996, 1999) révèle que la stabilité du taux de change est un objectif non négligeable pour les Banques centrales des pays émergents qui visent principalement l'inflation. Afin d'empêcher les fortes dépréciations de leurs monnaies, les Banques centrales de ces pays peuvent être amenées à lisser les fluctuations des taux de change. Toutefois, la politique monétaire, même sous un régime de ciblage de l'inflation, risque de se focaliser sur la limitation des fluctuations des taux de change.

Une autre incertitude qui mérite d'être prise en compte dans bon nombre de pays en développement et émergents, est la maîtrise des canaux de transmission de la politique monétaire. Selon Kempf et Lanteri (2008), l'optimalité des canaux de transmission dans ces pays se heurte aux défaillances de l'environnement des affaires⁴ et aux frictions et rigidités sur le marché du travail⁵. Ces facteurs expliquent l'inefficacité des canaux de transmission de la politique monétaire notamment ceux du taux d'intérêt et de crédit.

membres du conseil de politique monétaire, il faut les isoler du processus politique en leur accordant des nominations à long terme et en les protégeant contre les licenciements arbitraires.

³ « *Le pass-through est le degré de transmission de fluctuations des taux de change aux prix domestiques* » (Allegret, 2007). Selon Ho et McCauley (2003), le degré de *pass-through* dans les pays émergents est plus important que dans les pays développés. Un tel degré peut atteindre, dans les marchés émergents, même les quatre fois de plus par rapport aux autres pays (Calvo et Reinhart, 2001).

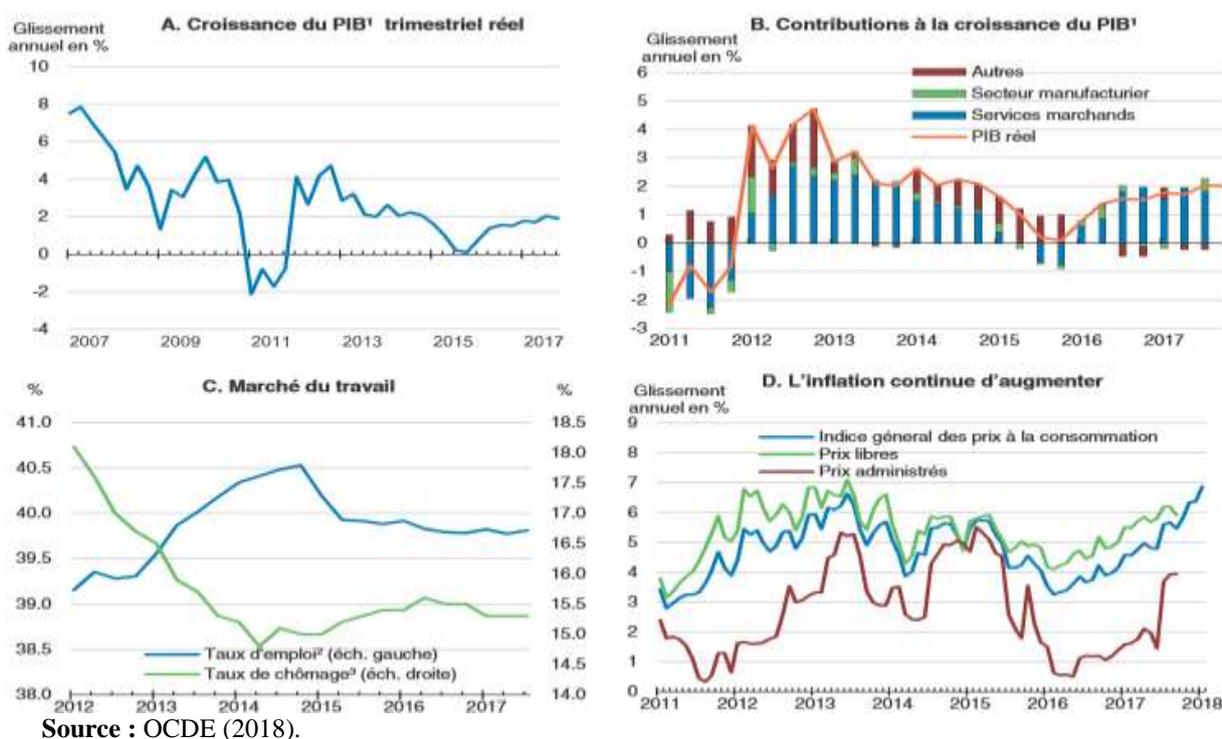
⁴ Ceci est dû en partie à une estimation élevée du risque par les investisseurs.

⁵ Ceci est dû en partie à un environnement règlementaire complexe et instable.

Dans le cas de l'économie tunisienne, ces questions ont toujours attiré l'attention des décideurs. Elles se posent encore aujourd'hui avec plus d'acuité. Ceci se justifie d'une part, par la volonté, depuis plusieurs années, de la Banque Centrale de Tunisie (BCT) de converger vers un régime de ciblage d'inflation. D'autre part, l'économie tunisienne a connu des transformations rapides depuis les changements politiques de 2011, qui ont nécessité une revue intégrale du cadre institutionnel régissant la conduite des politiques monétaire.

De fait, l'année 2011⁶ a marqué un véritable retournement de la conjoncture économique en Tunisie (OCDE, 2015)⁷. Ainsi, les principaux indicateurs macroéconomiques du pays étaient en dégradation : un déficit budgétaire alarmant, un déficit courant structurellement irréversible, une dette extérieure à peine soutenable, des avoirs en devises à leur plus faible niveau, un dinar en chute libre face aux principales devises, une inflation difficilement maîtrisable, un niveau d'activité décéléré, une productivité faible et un chômage persistant. Comme le montre la figure 1, entre 2011 et 2012, la croissance du PIB réel était négative et le chômage a atteint un pic de 18.3%.

Figure 1 Principaux Indicateurs macroéconomiques de la Tunisie



⁶ Avant la révolution de 2011 « la Tunisie semblait bien se porter et était considérée par la Banque mondiale et le FMI comme un modèle à suivre par les pays en développement, et au le forum économique mondial a plusieurs fois classé la Tunisie comme la plus compétitive en Afrique » BM (2014), rapport : la révolution inachevée, p 326.

⁷ L'Organisation de Coopération et de Développement Économiques (OCDE). Série « Politiques meilleures » : Tunisie, 2015.

Les décideurs publics tunisiens ont alors multiplié les actions pour rétablir la confiance, la stabilité et la croissance, en essayant de corriger les problèmes macroéconomiques fondamentaux, et en tentant de limiter les perturbations de l'économie nationale. Toutefois, les efforts fournis par le pouvoir public, se résument particulièrement aux recrutements massifs dans le secteur public et le recours à l'endettement extérieur par des emprunts octroyés notamment par le FMI. D'une part, 444.9 milles salariés ont été ainsi employé dans la fonction publique en 2011 pour atteindre les 690.09 milles salariés en 2017 soit une évolution de 55.11% (INS, 2017). La masse salariale en Tunisie est classée ainsi, parmi les masses salariales les plus élevés au monde (FMI, 2018). D'autre part, l'endettement excessif de la Tunisie a augmenté, depuis 2011, d'environ 32%, soit à un rythme annuel moyen de 5,3%. Ainsi, Les dettes publiques et les dettes extérieures ont augmenté fortement pour atteindre respectivement les 70% et 80% du PIB en 2017 (FMI, 2018). De ce fait, les performances réalisées sont restées limitées et en deçà des niveaux escomptés. Par ailleurs, et selon l'Institut National de la Statistique (INS, 2017), l'évolution du taux de croissance économique trimestriel révèle que l'économie tunisienne était en perte de vitesse jusqu'au premier trimestre 2016⁸. Le taux de croissance économique n'a pas dépassé le 2.6% en moyenne sur la période 2011-2016 (OCDE, 2018).

La question du chômage et des frictions sur le marché du travail reste également sensible pour la Tunisie post révolution. Dans un rapport publié en septembre 2014, la Banque Mondiale a montré que le taux de chômage en Tunisie a atteint 18.9% en 2011⁹. En outre, selon les normes internationales, le marché du travail tunisien est considéré comme relativement inefficace et restrictif¹⁰. En fait, en 2011, la Tunisie est classée 108^{ème} sur 183 pays sur la base de l'indicateur « *employer des travailleurs* », selon le rapport *Doing Business*, et 106^{ème} sur 142 pays selon le Rapport sur la Compétitivité Mondiale (GCR). La situation s'est encore aggravée ces dernières années. Le GCR 2017-2018, classe l'économie tunisienne 135^{ème} sur 137 pays, selon l'indicateur de « *l'efficacité du marché du travail* ». Deux volets posent particulièrement problème en ce qui concerne le marché du travail tunisien selon le même rapport : la flexibilité dans la fixation des salaires et les pratiques d'embauche et de licenciement pour lesquels le pays occupe respectivement les 128^{ème} et 130^{ème} places.

⁸ La dégradation de la croissance économique est due en partie à la dégradation des activités minières et de l'activité du tourisme, l'instabilité politique et sécuritaire et les actes des attentats qui ont frappés la Tunisie en 2015 (BCT, 2017)

⁹ Rapport de la BM (2014) intitulé : « la révolution inachevée : créer des emplois de qualité et de la richesse pour les tunisiens ».

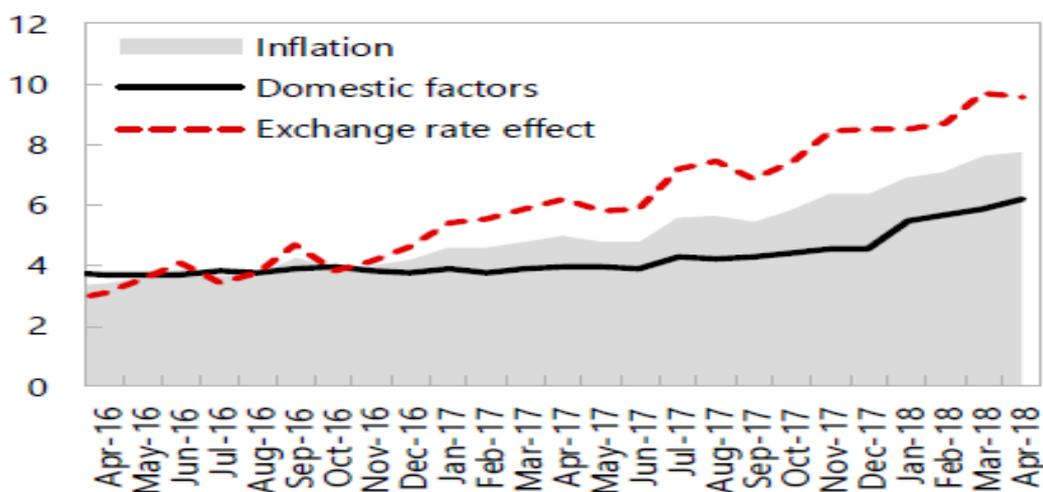
¹⁰ Banque Africaine de Développement (2012) « Tunisie : Défis Économiques et Sociaux Post – Révolution ».

Généralement, les politiques salariales des gouvernements et des syndicats sont souvent perçues comme des causes de rigidité des salaires. En Tunisie, l'Union Générale des Travailleurs Tunisiens (UGTT), est quasiment la seule organisation ayant en charge l'action syndicale. L'UGTT regroupe tous les travailleurs syndiqués quels que soient leur métier, le secteur d'activité auquel ils appartiennent et leur qualification. Ainsi, la politique salariale s'inscrit dans le contexte des conventions collectives. La fixation des salaires et l'élaboration des conditions du travail sont le résultat de l'interaction de l'État et des syndicats.

Depuis 2011, la Tunisie a souffert aussi des déficits budgétaires et les déficits courants, qui ont connu des niveaux préoccupants. Ces déficits jumeaux illustrent encore des défis d'ampleur à relever. En effet, le déficit commercial a continué de se creuser pour battre, selon l'INS, le record de 15.6 milliards de dinars en 2017 soit un creusement de 23.7% par rapport à une année auparavant. Quant au déficit budgétaire, le creusement a atteint plus de 25% sur la même période soit 5.2 milliards de dinars. En Tunisie, le cumul d'un déficit budgétaire avec le déficit commercial a eu comme conséquence une baisse inévitable de la valeur de la monnaie nationale. De surcroît, la dépréciation de la monnaie tunisienne a causé l'accroissement du prix des intrants importés ce qui s'est traduit par une hausse des prix de vente ; *in fine* une inflation importée s'est ajoutée à l'inflation domestique.

De fait, l'inflation en Tunisie, n'a cessé d'augmenter, depuis 2011, et est caractérisée par une tendance haussière remarquable. Son taux a atteint en 2018 le niveau record de 7.7%, comparé à 3.5% de 2011, soit le niveau le plus élevé depuis 1991 (FMI, 2018). L'inflation est devenue ainsi une préoccupation majeure pour le pays (Figure 2).

Figure 2 Hausse de l'Inflation globale en Tunisie depuis 2016



Source : FMI (2018).

La BCT a réagi par l'augmentation de son taux directeur et l'élargissement du corridor entre les taux débiteurs et créditeurs (Figure 3). Mais cette intervention n'a pas permis de réduire l'inflation de manière significative. Le niveau actuel de l'inflation en Tunisie, est bien évidemment néfaste pour l'économie dans son ensemble. La forte hausse des prix réduit le pouvoir d'achat des ménages, accentue la pauvreté, détériore la compétitivité internationale des produits tunisiens et décourage les nouveaux investissements. D'ailleurs, plusieurs facteurs semblent à l'origine de cette inflation persistante. La dépréciation rapide et d'ampleur du dinar face aux principales devises, notamment l'euro et le dollar, conjuguée à une forte croissance du taux d'endettement extérieur ont également contribué à la hausse de l'inflation.

Après les événements de janvier 2011, des questions jusqu'ici laissées en suspens se sont posées explicitement. L'une de ces questions touche le rôle que devrait désormais jouer le gouverneur de la Banque centrale dans un contexte de transition politique. Les voix se sont en effet multipliées en faveur d'une évolution du statut de la Banque centrale de Tunisie en lui accordant plus d'indépendance afin de réaliser « librement » ses objectifs et accomplir ses missions¹¹. La loi n°2016-35 du 25 avril 2016, rénovant le statut de la Banque centrale de Tunisie, marque la concrétisation de cette volonté politique d'accorder à la BCT plus d'indépendance par rapport au pouvoir public.

D'une manière générale, nous pouvons considérer que la conduite de la politique monétaire en Tunisie post-révolution a évolué en trois phases successives¹² (Figure 3). Il s'agit d'abord d'une politique expansionniste adoptée face à la récession économique de 2011. En effet, suite au quasi-arrêt de la production et de l'exportation dans les secteurs clés de l'économie du pays (industrie, énergie et tourisme), et de peur de voir s'effondrer les structures productives de l'économie, la BCT a adopté une politique monétaire accommodante. Concrètement, elle a, d'une part, fait baisser le taux de réserve obligatoire en le ramenant de 12.5% à 2% afin de préserver la capacité des banques à octroyer des crédits et préserver l'appareil productif ainsi que d'éviter un « *credit crunch* »¹³ (Charfi, 2016). D'autre part, la

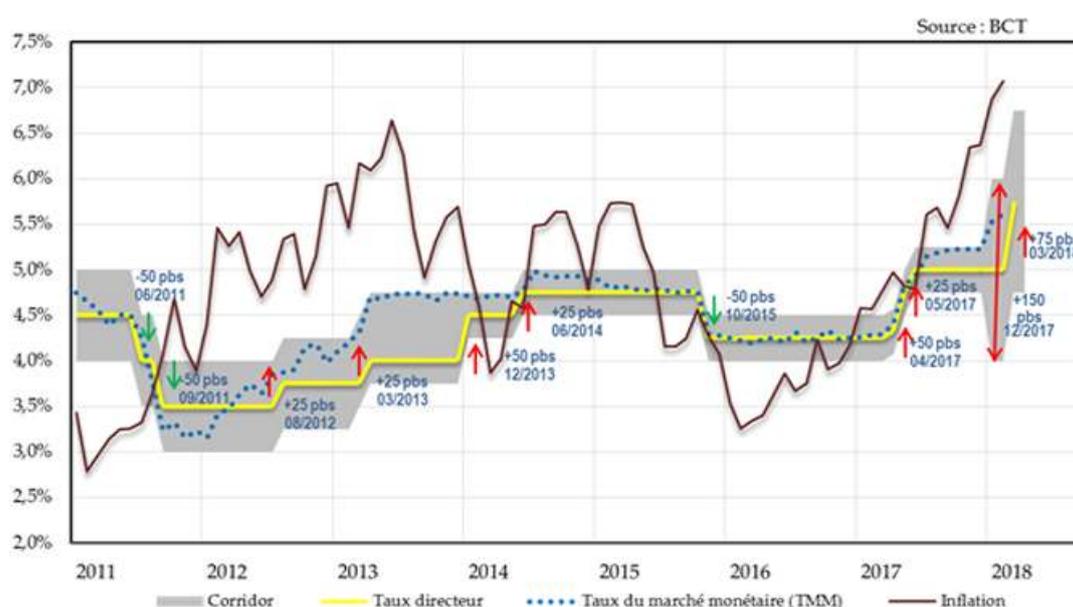
¹¹ En Tunisie, l'article 33 nouveau de la loi n°2006-26 du 15 mai 2006 portant sur la création et l'organisation de la Banque Centrale de Tunisie affecte à la politique monétaire l'objectif principal « *de préserver la stabilité des prix* ». Et parallèlement à cet objectif explicite de stabilité des prix, la politique monétaire a en charge le maintien de la stabilité du taux de change et la sécurité du système financier.

¹² Ces phases historiques de la période post-transitionnelle en Tunisie, vont être mieux développées dans le premier chapitre.

¹³ « *Bernanke and Lown (1991) define a credit crunch as a decline in the supply of credit that is abnormally large for a given stage of the business cycle. Credit normally contracts during a recession, but an unusually large contraction could be seen as a credit crunch* ». Cité par Clair & Tucker (1993).

BCT a diminué son taux directeur à deux reprises¹⁴ en le ramenant de 4.5% à 3.5%, afin d'alléger la charge financière des entreprises¹⁵. Ensuite, la BCT, n'ayant pas obtenu le résultat attendu, passe en 2012 à des politiques monétaires restrictives face à des pressions inflationnistes, comme le montre la figure 1 ci-dessus. Ceci, a déclenché une seconde phase de la conduite de la politique monétaire. en effet, la BCT a privilégié un resserrement de sa politique monétaire en augmentant à trois reprises son taux directeur pour le porter de 3.5% à 4.5% en 2013, soit trois relèvements en moins de 18 mois. Cependant, suite à ces hausses du taux d'intérêt, la BCT, n'a pas pu contenir l'inflation.

Figure 3 Conduite de la politique monétaire depuis 2011



Source : BCT (2018).

Enfin, n'ayant pas pu contenir l'inflation, l'autorité monétaire s'est orientée donc vers une stratégie axée sur le ciblage d'inflation, afin de stabiliser les prix et promouvoir une croissance durable. Cette nouvelle politique s'est confirmée à travers un projet de jumelage avec la Banque de France prévu pour une durée de deux ans (mai 2015 à mai 2017). Ce projet a comme objectifs de moderniser le cadre opérationnel de la conduite de la politique monétaire de la BCT. En effet, il cherche à doter à la BCT un cadre d'analyse et de prévision, pour qu'en temps voulu, une stratégie efficace basée sur le ciblage d'inflation sera mise en place.

¹⁴ En juin 2011, la BCT a diminué son taux d'intérêt directeur de 50 points de base pour le ramener à 4% au lieu de 4.5%, et en septembre 2011, elle l'a diminué d'un demi-point de pourcentage pour le ramener à 3.5%.

¹⁵ 52ème rapport annuel exercice 2010 de la Banque Centrale de Tunisie.

Au total, malgré toutes ces initiatives de la part de la BCT, l'inflation persiste encore en Tunisie¹⁶.

➤ **Problématique, Objectifs et structure de la thèse**

Dans cette recherche, nous évaluons les effets de la politique monétaire en Tunisie, en quantifiant dans quelle mesure elle parvient utilement à stabiliser l'économie, en prenant en ligne de compte, bien évidemment, l'impact du choc des événements politiques de 2011 sur ces résultats. Plus précisément, la question qui interpelle notre attention et autour de laquelle s'articule cette thèse est la suivante : quels ont été les effets de la politique monétaire tunisienne dans un contexte marqué par des pressions inflationniste, une dépréciation de la monnaie nationale et des rigidités salariales sur le marché du travail. Cette problématique générale est décomposée en trois questions complémentaires :

- 1) Dans quelle mesure le taux d'intérêt directeur, principal instrument de la BCT, assure une transmission efficace de la politique monétaire et le contrôle de l'inflation ?
- 2) Dans quelle mesure le degré de transmission des variations du taux de change aux prix domestiques est un déterminant important de l'inflation en Tunisie ? Peut-il expliquer le contrôle imparfait de l'inflation par la BCT ?
- 3) Au-delà de la problématique de change, dans quelles mesures la rigidité des salaires affecte-t-elle la transmission de la politique monétaire en Tunisie ?

Jusqu'à présent, peu d'études ont porté sur l'évaluation des effets de la politique monétaire en Tunisie dans un cadre d'équilibre général dynamique stochastique, DSGE¹⁷. Pour cette raison, nous choisissons d'initier ce type de modélisation pour contribuer à la littérature et répondre à la problématique générale de la thèse.

En outre, plusieurs raisons motivent le choix d'un modèle DSGE comme un cadre d'analyse pour notre étude. D'une part, ces modèles sont des outils importants pour analyser l'économie et évaluer l'efficacité des politiques monétaires modernes (Dotsey, 2013). D'autre part, les conjoncturistes ont privilégié, à la fin des années 1990, l'utilisation des modèles DSGE pour évaluer les politiques monétaires et effectuer leurs prévisions. Ces modèles sont devenus une véritable référence pour l'analyse macroéconomique (simulations de politiques économiques,

¹⁶ Selon l'INS (2018), le taux d'inflation s'est établi à 7.5% en 2018, contre 6.4% en 2017, 4.2% en 2016 et 4.1% en 2015 (année de base 2010).

¹⁷ Ben Aïssa et Rebei (2012) et Abdelli et Belhadj (2015) sont deux exceptions.

prévisions d'inflation, estimations de politiques monétaires optimales etc.). Les premiers modèles standards sont développés par Smets et Wouters (2003) et Woodford (2003). Sous l'impulsion de leurs travaux, ces modèles envahissent progressivement les Banques Centrales et les institutions internationales comme le FMI (Adjemian et Devulder, 2011).

La méthode de ces modèles repose sur deux principes : une modélisation des agents économiques au niveau microéconomique (ménages, entreprises, État, autorités monétaires, investisseurs et intermédiaires financiers) qui résolvent des problèmes d'optimisation dynamique. Ces agents sont rationnels : les ménages maximisent leur utilité et les entreprises leurs profits dans un environnement d'équilibre général. La partie stochastique consiste à introduire des processus exogènes, dits chocs, qui affectent les variables du modèle. Le modèle est calibré ou estimé, de sorte à reproduire fidèlement les caractéristiques structurelles de l'économie tunisienne.

Étant donné les objectifs de la thèse, nous évaluerons dans **le premier chapitre** l'efficacité du canal du taux d'intérêt en Tunisie. Au préalable, ce chapitre fournit un panorama de la politique monétaire, ses instruments et ses objectifs, au cours des périodes pré et post révolution.

L'approche méthodologique suit un modèle macroéconomique simple sous forme réduite. Celle-ci est basé sur les travaux de Michael Woodford (2003), dont la version standard de McCallum et Nelson (1999) comporte trois équations : (i) une courbe IS ; (ii) une courbe de Phillips ; (iii) une règle de politique monétaire à la Taylor. La période d'étude va du premier trimestre de l'année 2000 jusqu'au dernier trimestre de l'année 2017.

Nous montrons que les effets de la réponse de la BCT à l'inflation a été limitée. En effet, une augmentation du taux d'intérêt n'a pas donné le résultat attendu. Le taux d'inflation n'a diminué que d'un faible pourcentage avant d'augmenter du nouveau après seulement cinq trimestres. Ainsi, nous concluons que l'instrument de politique monétaire est devenu quasi-inopérant. L'efficacité de la politique monétaire de la BCT a donc été limitée par certains facteurs, que nous pouvons identifier. En effet, la forte puissance des syndicats de travail, au lendemain de la révolution, a imposé des majorations salariales pénalisantes pour le budget de l'État et qui ont généré un phénomène d'inflation de second tour « *second round inflation*

*effect*¹⁸ ». En outre, la forte dépréciation du dinar observée depuis 2011 a fait s'accroître l'inflation importée¹⁹. Étant donné l'importance du « *pass-through* » du prix des biens importés, il est utile ainsi de s'interroger sur les effets des variations du taux de change sur l'inflation et la politique monétaire. C'est l'objet du chapitre 2. De ce fait, nous allons élargir l'analyse encore davantage dans **le deuxième chapitre** en considérant l'interaction entre la politique monétaire et les mouvements du taux de change. Nous nous placerons alors dans un cadre DSGE en économie ouverte. Ce modèle, est basé sur les travaux des Monacelli (2005) et Gali et Monacelli (2005).

Les résultats du deuxième chapitre montrent que le degré du *pass-through* a un impact considérable sur les fluctuations économiques en termes de variabilité de l'inflation et de l'écart de production. Ces résultats montrent que la stabilisation de l'inflation devient plus coûteuse en termes de production lorsque le degré du *pass-through* est assez important d'une part, et d'autre part, l'efficacité de la politique monétaire dépend considérablement de la nature du choc qui frappe l'économie, ainsi que du degré de la transmission des fluctuations du taux de change (*pass-through* complet ou incomplet). Ainsi, l'enjeu de la BCT est de stabiliser l'écart de change afin d'améliorer l'efficacité de la politique monétaire et limiter l'inflation. Les imperfections sur le marché du travail sont également susceptibles d'expliquer l'inflation en Tunisie et les difficultés à contrôler la hausse des prix. En effet, la forte présence des syndicats du travail en Tunisie, notamment après 2011, a été traduite par des majorations salariales successives. À leur tour, les entreprises ont répercuté les hausses des salaires sur les prix. Cette action va peser sur le pouvoir d'achat des consommateurs qui vont demander de nouveau des hausses des salaires et ainsi de suite.

Le dernier chapitre tente d'analyser les effets de la politique monétaire en considérant la rigidité salariale sur le marché du travail. Pour y parvenir, nous nous sommes basés sur un modèle DSGE d'une petite économie ouverte avec rigidité nominale des salaires sur le marché du travail proposé par Adolfson et al. (2007) et Blanchard et Gali (2010). Il ressort de

¹⁸ « *L'effet de second tour résulte de la dynamique prix-salaire. Il apparaît lorsque deux conditions sont réunies : si les travailleurs obtiennent une répercussion des hausses de prix à la consommation dans leur salaire afin de conserver leur pouvoir d'achat et si les employeurs répercutent en retour ces hausses des coûts salariaux afin de maintenir constant leur taux de marge* » (Lemoine et al. 2008).

¹⁹ Un rapport récent de la Banque Africaine de Développement (BAD, 2019) souligne que la demande d'importation a augmenté de 16% en 2018 par rapport à 2017. De ce fait, l'inflation importée a atteint les 7.4% pour l'année 2018 à l'égard d'une dépréciation de 19% de la monnaie nationale par rapport à l'euro et le dollar.

ce chapitre que la rigidité des salaires affecte largement la dynamique de l'inflation en Tunisie et en conséquence, l'efficacité de la politique monétaire. Ces résultats mettent en évidence la nécessité d'accompagner la politique monétaire par d'autres mesures complémentaires, i.e., une plus grande flexibilité du marché de travail, pour contenir les pressions inflationnistes.

Chapter 1 . LA POLITIQUE MONETAIRE EN TUNISIE FACE À LA VOLATILITE DU TAUX D'INFLATION²⁰

²⁰ Une version de ce chapitre est publiée sous la référence suivante : Alimi, K., Chakroun, M., & Levieuge, G. (2017). Diagnosis of Monetary Policy in Tunisia During the Last Decade: a DSGE Model Approach. *Journal of the Knowledge Economy*, 1-17.

1.1 Introduction

Durant les deux dernières décennies, l'économie tunisienne a été fragilisée et frappée de plein fouet par deux chocs externes d'amplitude importante. En premier lieu, la crise financière internationale a ostensiblement limité l'accès aux marchés des capitaux internationaux²¹. En second lieu, la crise de la dette souveraine de la zone euro, principal partenaire commercial de la Tunisie, a provoqué une baisse importante des exportations tunisiennes. À son tour, celle-ci a entraîné une détérioration des termes de l'échange. Lorsque nous ajoutons les événements de Janvier 2011, nous comprenons pourquoi l'économie tunisienne est entrée dans une sévère récession. En conséquence, une nette dégradation des fondamentaux macroéconomiques du pays a été inéluctable. En effet, le taux de croissance du PIB réel en 2012 était négatif, les déficits budgétaires et les déficits courants ont atteint des niveaux alarmants culminant à 7% et 8,5%, respectivement²². Le dinar a commencé sa chute contre le dollar et l'euro et le pays est rentré dans une spirale inflationniste.

Durant plus de 20 ans, l'économie tunisienne était caractérisée par un taux d'inflation inférieure en moyenne au taux mondial (Mouley, 2012). Au cours des dernières années et juste après la révolution du pays en 2011, la Tunisie a enregistré des tensions inflationnistes remarquables.

En juin 2013, l'inflation a atteint le niveau record de 6,6%, comparé à 3% de 2010. L'économie tunisienne a alors traversé une période de stagflation. Dans ce contexte délicat de croissance presque nulle, d'inflation difficilement maîtrisable et d'un dinar en chute libre face à l'euro et au dollar, l'intervention de la BCT s'avère impérative. La spirale inflationniste dans laquelle se trouve le pays depuis les événements de janvier 2011 rend légitime le questionnement sur l'efficacité de la politique monétaire durant cette période. En effet, la BCT, dont l'objectif primordial est la stabilité des prix, face à cette persistance d'inflation a haussé son taux directeur à quatre reprises entre 2012 et 2014 (BCT, 2015). L'on est alors amené à se poser la question suivante : le comportement de la BCT en termes de règle de politique monétaire peut-il être stabilisant ? Pour ce faire, nous nous appuyerons dans ce chapitre sur un modèle macroéconomique néokeynésien simple, à l'instar de nombreux travaux portant sur cette thématique [Lubik et Schorfheide (2004), Boivin et Giannoni (2006), Juillard et al. (2006), Galí (2010), Adjemian et Devulder (2011)].

²¹ Ceci se justifie par l'extrême aversion au risque de la part des investisseurs potentiels.

²² Ces statistiques sont tirés de l'Institut Nationale de la Statistique (INS, 2013).

Ce travail présente deux objectifs importants : d'une part, il vient combler, pour le cas tunisien, le manque de l'analyse des effets de la politique monétaire à l'aide des modèles macroéconomiques récentes tels que les DSGE. D'autre part, estimer l'efficacité du canal du taux d'intérêt dans le contrôle de l'inflation afin d'analyser dans quelle mesure assure-t-il une meilleure transmission de la politique monétaire.

La première section de ce chapitre est consacrée à une revue de la conduite de la politique monétaire en Tunisie durant les deux précédentes décennies. La deuxième section porte sur une analyse de l'efficacité de la politique en Tunisie. Une troisième section présentera le modèle adapté à l'étude des effets de la politique monétaire. Enfin, une dernière section discutera les résultats obtenus et leurs implications pour la conduite la politique monétaire.

1.2 Un diagnostic de la politique monétaire en Tunisie (PMT)

1.2.1 Les objectifs de la PMT

Depuis les années 1990, la Banque Centrale de Tunisie a poursuivi une politique monétaire discrétionnaire (BCT, 2014). Elle avait pour mission de réaliser plusieurs objectifs à la fois, d'une part, la préservation de la stabilité du système financier, et d'autre part la maîtrise de l'inflation et le soutien de l'activité économique. Il faudrait rappeler que, lors de la création de la Banque Centrale de Tunisie (BCT) en septembre 1958, la loi prévoyait que le conseil d'administration de cette dernière fixe les taux d'intérêts ainsi que les commissions et les caractéristiques perçues à l'occasion de ses opérations.

Pour contenir l'inflation, le taux d'intérêt était l'instrument privilégié de la Banque centrale de Tunisie. Toutefois, l'instrument du « volume des liquidités »²³, était utilisé par la BCT afin de maintenir l'équilibre du marché interbancaire. En effet, celle-ci intercède par ponctions ou injections quotidiennes de liquidités²⁴ pour contrôler la masse monétaire. Ces opérations,

²³ La circulaire 89-14 de la BCT sur l'organisation du marché monétaire définit les instruments de conduite de la politique monétaire en Tunisie. Il s'agit d'outils de refinancement fondés sur le marché, comme l'appel d'offre, la prise en pension, les opérations d'*open market*.

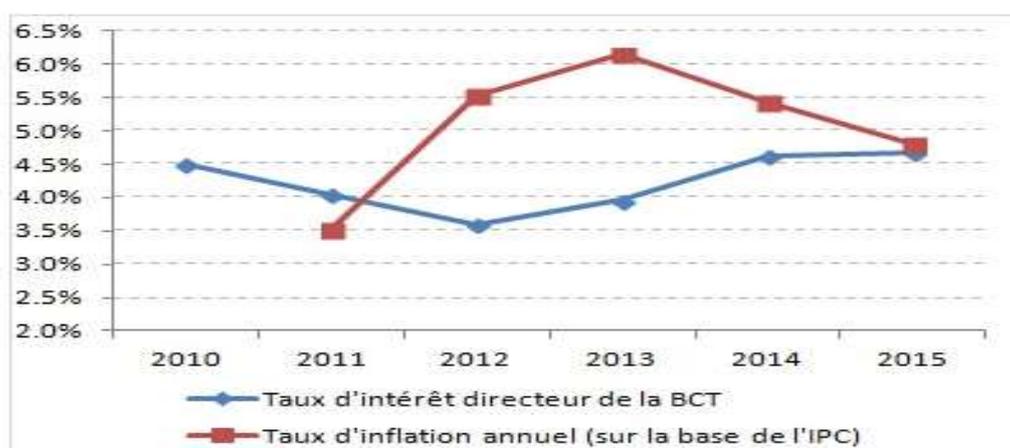
²⁴ La BCT, à l'instar de la majorité des banques centrales, dispose du monopole de l'émission de la monnaie de base (billets et pièces). Toutefois, la création de la monnaie scripturale, qui constitue la principale composante de la masse monétaire, est déléguée aux banques commerciales. Chaque année, la Banque propose un programme dans lequel est fixé l'objectif de croissance de la masse monétaire. Pour ce faire, elle tient compte du programme macroéconomique établi préalablement par le Gouvernement (BCT, 2014). Pour affecter la capacité de création monétaire des banques et le coût du crédit bancaire, la BCT régule la liquidité bancaire en intervenant dans le coût de refinancement sur le marché monétaire.

permettent un ajustement entre l'offre à la demande de monnaie centrale sans variation du taux d'intérêt (Mouley, 2012).

En vertu de la loi N°2006-26 du 15 mai 2006 portant amendement de la loi organique²⁵, le nouveau statut de la BCT a pour objectifs : le renforcement de son indépendance, la fixation des politiques monétaires et de change, la stabilisation monétaire. Cependant, la nomination de son Gouverneur sera proposée par le chef du gouvernement et doit être confirmée par le Parlement (Chebi, 2016). Durant les dernières années, la conduite de la politique monétaire en Tunisie et le rôle assigné à la BCT dans l'économie ont suscité des débats intéressants et controversés.

Depuis 2011, la Tunisie se trouve dans un contexte de crise caractérisé par des données macroéconomiques en dégradation continue. La BCT a pratiqué une politique d'assouplissement monétaire (*Quantitative Easing* « *QE* ») dont l'objectif est de relancer l'activité économique, d'encourager les crédits à l'investissement national et d'éviter un assèchement du crédit bancaire (*credit crunch*) (Charfi, 2016a). À cet effet, la BCT, à travers cette politique, aboutit à : la baisse de son taux directeur (Figure 1.1), l'injection de liquidités, la baisse du taux de réserves obligatoires, l'assouplissement des exigences en matière de provisionnement sur certains crédits classés, ainsi que les opérations *d'open market* (Figure 1.2).

Figure 1-1 Évolution de l'inflation et du taux d'intérêt directeur de la Banque centrale



Source : BCT (2015).

²⁵ Avec l'ancien statut de la BCT les missions de cette dernière se limitent à la maîtrise de l'inflation, et du taux de change, la contribution à la stabilisation financière, et la nomination de son Gouverneur était pris par le président de la République.

La figure 1.1 ci-dessus, montre l'évolution de l'indice de prix à la consommation et du taux d'intérêt directeur de la BCT. Nous relevons que la baisse du taux d'intérêt directeur de la BCT durant les années 2011 et 2012 a abouti à une nette reprise de la dynamique inflationniste à partir de 2013. Il nous faut cependant préciser que cette inflation n'est pas seulement la conséquence de la baisse du coût de refinancement sur le marché monétaire. Elle est aussi due aux injections de liquidité sur le marché monétaire (*quantitative easing*) initiées par la BCT depuis le début de la période de transition en 2011 (Nabi, 2016). Cette politique est couplée à la baisse du taux directeur de 100 points de base (globalement) et à la baisse des réserves obligatoires de plus de 10% sur les dépôts dont la durée est inférieure à trois mois (*credit easing*). Mouley (2013) stipule qu'il s'en est suivi d'un « *money gap*²⁶ » autonome sur M3 assez important.

Figure 1-2 Volume de refinancement en millions de Dinars



Source : BCT (2016).

La figure 1.2, montre une évolution du refinancement global de la BCT et des opérations d'*Open-Market*. Force est de constater que les besoins de liquidité des banques commerciales ont atteint des niveaux records depuis 2011. Cette situation a amené la BCT à recourir à un assouplissement quantitatif (*Quantitative Easing*) sous la forme d'achat ferme de titres publics et de réduction du taux de réserves obligatoires (qui est passé de 12.5% en avril 2010 à 1% en décembre 2013). Cette politique monétaire accommodante a permis aux banques de préserver leur marge mais elle a aussi provoqué un effet inverse : la hausse du taux d'inflation.

²⁶ Boughzala et al. (2007), ont Défini le *money gap* comme l'écart observé entre le niveau de liquidité sur le marché monétaire et le niveau cible.

En effet, ce dernier s'est établi à 6,1% en 2013 contre 3,5%, deux années auparavant²⁷. Dès lors, le conseil d'administration de la BCT s'est réuni au mois de mars 2013, pour tenter de contenir ces pressions inflationnistes qui revêtent désormais un caractère global et structurel. Il a ainsi initié une série de mesures dont la hausse du taux d'intérêt directeur de 25 points de base pour le ramener à 4%. Ensuite, le relèvement du taux minimum de rémunération de l'épargne et l'assouplissement progressif des mesures prises en octobre 2012. Enfin, la réduction du taux de réserves obligatoires portant sur la rationalisation des crédits à la consommation a été mise en œuvre²⁸.

Ainsi, les objectifs de la politique monétaire en Tunisie sont présentés, il convient de s'intéresser aux instruments de la mise en œuvre de ces objectifs afin de contenir cette situation inflationniste. L'instrument privilégié, est le taux d'intérêt directeur qui sera traité dans les lignes qui suivent.

1.2.2. Le taux d'intérêt comme instrument principal de régulation

Le taux d'intérêt à court terme est l'instrument privilégié de régulation monétaire pour la quasi-totalité des Banques Centrales. Celles-ci, considèrent que ce dernier est conforme aux caractéristiques réelles de la politique monétaire moderne (Blake, 1997). Pour McCallum (1999), il y a plusieurs raisons qui font que les Banques Centrales préfèrent l'instrument du taux d'intérêt. Il s'agit surtout du rôle de prêteur en dernier ressort que joue une Banque centrale.

En Tunisie, une nouvelle politique monétaire a été adoptée depuis 2006. Cette politique s'oriente essentiellement sur le taux d'intérêt en lui accordant une place stratégique. En effet, le contrôle quantitatif de la masse monétaire s'est désormais substitué par l'instrument principal du maniement du taux d'intérêt pour influencer le coût de la monnaie dans l'économie (Banque Mondiale, 2008). La BCT peut influencer le sens de variation de son taux directeur nominal à court terme via l'ajustement du taux d'intérêt du marché interbancaire (limitation de l'offre et de la demande de la monnaie centrale).

Dans un objectif de stabilité financière, la BCT n'a modifié son taux directeur que peu de fois. Aussi, une certaine réticence au relèvement du taux directeur a été toujours adoptée par cette dernière afin de mieux contrôler l'inflation. En effet, une seule hausse du taux directeur de 25

²⁷ Rapport Annuel de la BCT pour l'année 2013.

²⁸ Communiqué du conseil d'administration de la BCT réuni le 27 mars 2013.

points de base en 2006 (porté de 5% à 5,25%)²⁹ a été observée. L'usage, par la BCT, d'un certain nombre d'instruments tels que les opérations de réglage fin, ont permis le contrôle de la volatilité du taux de marché monétaire (TMM) au jour le jour. Le TMM a perdu son contenu informatif sur le niveau de liquidité du fait de cette politique, et a continué de réduire de façon substantielle son rôle dans le contrôle de la politique monétaire.

Suite à une récession économique en 2011, la BCT, a été obligée de revoir à la baisse à deux reprises son taux directeur (de 4,5% à 3,5%)³⁰. Cette politique vise d'un côté, à permettre aux entreprises affectées par des troubles socioéconomiques de réduire leurs charges financières, de l'autre côté, à rendre l'investissement direct privé attractif.

1.2.3. La conduite de la PMT en Tunisie

Dans cette section, il sera question de chercher à mieux comprendre comment et dans quelle mesure les décisions de la politique monétaire affectent l'économie tunisienne. Précisons de prime abord que l'année 2011 a marqué la rupture entre deux modes de gouvernance et de planification générale de la vie politique, sociale et économique. Désormais, nous considérons l'année 2011 comme une année de référence entre deux périodes marquantes : celle de la pré-révolution et celle de la post-révolution. Notre analyse de la conduite de la politique monétaire comporte ainsi un découpage historique conséquent.

1.2.3.1. La politique monétaire en Tunisie pré-révolution

D'après le rapport annuel de la BCT en 2014, la politique monétaire tunisienne a enregistré trois grandes mutations dans son histoire. La première remonte à 2006 marquée par le recours très intensif aux taux des réserves obligatoires ; la deuxième est intervenue en février 2009 où la BCT a utilisé les facilités permanentes se traduisant par des plus larges fluctuations du taux d'intérêt ; enfin, la dernière mutation a eu lieu en juin 2012³¹, période marquée, pour la BCT, par une réorientation vers plus de flexibilité de sa politique de change.

Pour mettre en pratique ces politiques monétaires, la BCT a eu recours à divers instruments. Nous avons d'abord le taux d'intérêt, qui était en mesure, à travers une baisse, de réduire la

²⁹ Rapport final de la BCT (2014) : « Les mécanismes de transmission de la politique monétaire en Tunisie ».

³⁰ Rapport final de la BCT (2014) : « Les mécanismes de transmission de la politique monétaire en Tunisie ».

³¹ « Depuis l'annulation de l'obligation imposée aux banques de transférer à la BCT leurs soldes journaliers de devises (nivèlement) de manière discrétionnaire en juin 2012, [...]. Quoique cette mesure permette une autonomie au marché interbancaire de devises et offre un meilleur cadre de prévision bancaire, elle expliquerait en revanche la plus grande volatilité du taux de change observée durant le troisième trimestre de 2012. » (Ali Chebbi, 2013).

part des créances douteuses dans le total des prêts bancaires. Par la suite, afin de freiner la hausse rapide des crédits, le taux des réserves obligatoires a été privilégié. Ce dernier instrument a été ainsi un substitut à des hausses du taux d'intérêt. Enfin, le taux de change a été l'instrument favorisé afin de protéger la compétitivité du secteur réel.

Certes, la dernière crise financière n'a pas touché directement la Tunisie. Cependant, la forte récession des pays européens en 2009, a impacté considérablement ses exportations et son secteur manufacturier³². Toutefois, une reprise économique a été amorcée en 2010, avec une croissance du PIB de 3,7% environ. Cette reprise a été maintenue par la dépréciation du dinar, qui a stimulé les exportations industrielles du pays vers la zone euro.

Toutefois, il faut relever d'une part, que le déficit courant a augmenté en 2010 pour atteindre 4,8 % contre 2,9 % en 2009, et ce en raison de la non reprise du secteur commercial. D'autre part, la croissance des importations (+17,5 %) a excédé celle des exportations (+12,6 %), contre une stagnation des recettes touristiques et des apports des investissements directs étrangers (en dépit de la reprise de l'économie mondiale). Nonobstant, les réserves en devises ont continué à se maintenir à un niveau confortable, soit environ cinq mois d'importations. La BCT, pour sa part, a maintenu une politique d'assouplissement et une orientation financière de soutien pour assurer la relance économique avec des investissements privés et publics d'un niveau élevé³³.

1.2.3.2. La politique monétaire en Tunisie post-révolution

Durant la période post-révolution, la conduite de la politique monétaire a connu des bouleversements importants. Deux gouverneurs se sont succédé à la tête de la BCT, avec des philosophies, des visions et des priorités différentes. Dans leur conduite de la politique monétaire, ils avaient à composer avec des gouvernements affaiblis par la pression des syndicats. Le contexte auquel ils faisaient face était le même : les principaux indicateurs macroéconomiques étaient en rouge : un déficit budgétaire alarmant, un déficit courant structurellement irréversible, une dette extérieure à peine soutenable, des avoirs en devises à leur plus faible niveau, un dinar en chute libre face aux principales devises, une inflation difficilement maîtrisable, un niveau d'activité décéléré, une productivité faible et un chômage persistant.

³² Le secteur manufacturier présente près de 80 % du marché des exportations tunisiennes.

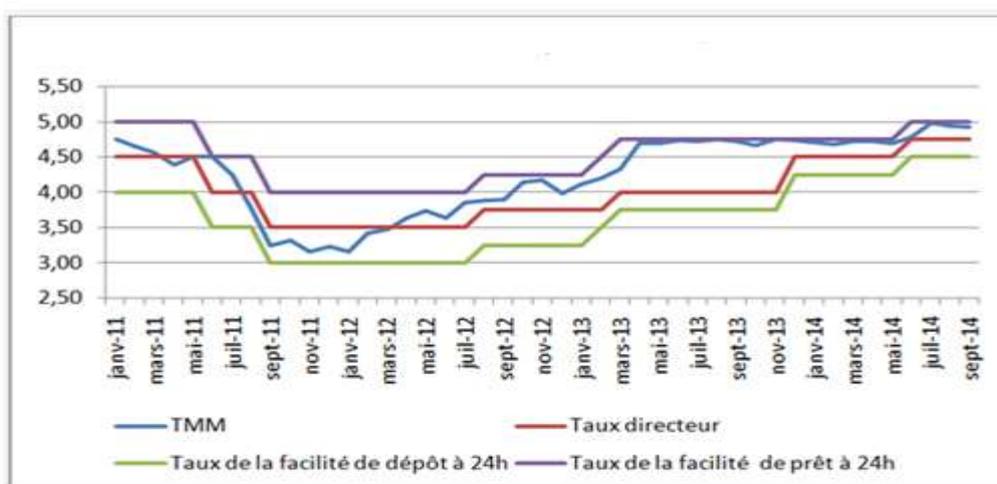
³³ La réforme du secteur bancaire a conduit aussi, à une réduction du ratio des prêts improductifs, lequel est passé de 25 % en 2003 à 13 % en 2009. Le niveau de la dette publique est resté stable (soit 20,9 milliards de dollars ou à peu près 43 % du PIB en 2010).

Au cours de cette période transitoire ardue, les autorités monétaires devaient non seulement définir des priorités et des objectifs clairs en termes de politique monétaire, mais aussi elles devaient coordonner leurs décisions avec celles du Gouvernement central au prix de mettre en péril l'objectif de stabilité des prix et du taux de change. D'une manière générale, nous pouvons considérer que la conduite de la politique monétaire en Tunisie post-révolution a évolué en trois phases successives.

i. Première Phase : les politiques monétaires expansionnistes face à la récession

La première phase intervient après la récession de 2011. Durant cette période, la Tunisie a pu entamer une reprise économique modérée grâce à des politiques monétaires et budgétaires expansionnistes. La BCT a décidé d'une part, de diminuer son taux directeur à deux reprises³⁴ (Figure 1.3) ; d'autre part, pour consolider l'effort des banques dans le financement des entreprises et pour stimuler l'activité économique, la BCT, a injecté une enveloppe de 3.616 MDT environ, pour fournir la liquidité nécessaire aux banques.

Figure 1-3 Évolution des Taux d'intérêt



Source : BCT (2016)

Pour Charfi (2016a), ces mesures représentent une politique de mise en œuvre pour éviter un « *Credit Crunch* ». Dans ce contexte, les billets et monnaies en circulation ont enregistré un accroissement record de 22.5% en 2011 (BCT, 2011). En outre, ce laxisme a provoqué une grande pression sur la balance des paiements, la balance commerciale, et la parité du dinar.

³⁴ En Juin 2011, la BCT a diminué son taux d'intérêt directeur de 50 points de base pour le ramener à 4% au lieu de 4,5%, et en Septembre 2011, d'un demi-point de pourcentage pour le ramener à 3.5%.

Durant la même période, le glissement du dinar a participé davantage au creusement du déficit commercial. Ceci s'explique principalement par les exportations qui n'ont pas augmenté malgré la perte de valeur du dinar³⁵, en contrepartie des importations qui coûtent désormais de plus en plus chères³⁶. À cet effet, les statistiques de l'INS en disent davantage. Ses données officielles montrent que le déficit de la balance courante a atteint 3,9 milliards de dollars en 2012, soit 8,5% du PIB, contre un déficit de 2,1 milliards de dollars en 2010, l'équivalent de 4,8% du PIB. Pour sa part, le déficit budgétaire s'est établi à 7% du PIB contre 1,1% en 2010. Quant à la dette publique, sa valeur est évoluée de 26 milliards de dinars à plus de 35 milliards en 2013.

ii. Deuxième Phase : Les politiques monétaires restrictives face à l'inflation

La seconde phase de la conduite de la politique monétaire en Tunisie post-révolution, débute dans la deuxième moitié de 2012. La BCT, en modérant l'approche expansionniste adoptée depuis la révolution, privilégie un resserrement graduel de sa politique monétaire. Cette nouvelle politique s'est confirmée en augmentant à trois reprises son taux directeur pour le porter de 3,5% en août 2012 à 4% au terme du premier trimestre 2013 puis à 4,5% en décembre 2013, soit trois relèvements en moins de 18 mois. Cette politique vise à contenir la pression inflationniste additionnelle qui s'est positionnée sur un palier relativement élevé, soit 6,1% (BCT, 2013)³⁷.

Depuis 2013, la politique monétaire en Tunisie a suivi une politique de change moins accommodante. En effet, la BCT, à travers cette politique, vise à assurer une gestion plus efficiente de ses interventions sur le marché de change et à garantir un meilleur suivi de son taux. Elle a évité de restreindre les conditions de la reprise de la croissance à travers diverses mesures, tantôt dans les relèvements successifs du taux directeur, tantôt par l'abandon de l'appel d'offre à un mois, tantôt par le dé plafonnement des taux sur les dépôts bancaires à terme et la mise en place d'un système de « *Trade-reporting* »³⁸ (BCT, 2013).

³⁵ La faible conjoncture internationale, conséquence de la crise financière mondiale et de la crise de la dette souveraine, s'est traduite par une dégradation de la demande étrangère pour les produits tunisiens.

³⁶ Cela est principalement dû au fait que la Tunisie est un pays rigide à l'importation.

³⁷ De manière générale, et malgré l'augmentation du taux d'intérêt directeur, le taux d'inflation ne cesse d'augmenter durant la période pour atteindre 5,6% en 2012 contre 3,5% enregistré en 2011, en relation principalement avec la hausse des prix de tous les groupes de produits, et en particulier les produits alimentaires dont les prix ont augmenté de 8,4% à la fin de l'année précédente. C'est dire que le premier ajustement du taux directeur était encore insuffisant au vu des retards et délais d'ajustement connus de l'inflation (Mouley, 2013).

³⁸ Un « *Trade-reporting* » est un système qui permet à la BCT de collecter les transactions de change effectuées en temps réel sur le marché interbancaire (BCT, 2013).

Toutefois, la croissance économique est restée faible durant l'année 2013 avec un taux limité à 2.3% (BCT, 2013). Cette situation s'explique par le double effet d'une conjoncture économique internationale défavorable et un environnement national marqué surtout par le recul de l'activité économique (touristique et de transport, et de la décélération de la production du secteur industriel des produits orientés vers l'exportation). Ainsi, des déséquilibres macroéconomiques et un niveau du chômage élevé ont été constatés.

Malgré l'adoption d'une politique budgétaire expansionniste, l'activité économique en Tunisie reste toujours ralentie. Par exemple, en 2013, le déficit budgétaire (hors privatisation et dons) passant de 5,2% en 2012 à 6,2% du PIB. Force est de constater par ailleurs une nette aggravation des déséquilibres financiers aussi bien internes qu'externes et une hémorragie du déficit commercial s'élevant à 3.7% (INS, 2013).

Dans ce contexte de déséquilibres macroéconomiques, certaines conséquences directes sur l'activité économique sont incontournables. Nous pouvons citer entre autres le creusement important du déficit courant³⁹, des flux d'investissements directs étrangers en net recul, une tension inflationniste et une hausse considérable de la masse salariale en l'absence de gains de productivité (BCT, 2013). Pour illustrer, au-delà de la récession économique, la situation en Tunisie a été marquée encore par un recours excessif à l'endettement et une apparition des maintes déficits (commerciale, budgétaire, caisses sociales...etc.) durant ladite période.

Consciente de l'importance des enjeux et défis à relever et de son rôle crucial pour l'économie nationale, la BCT, dès 2014, a engagé des réformes multidimensionnelles importantes. Celles-ci portent sur la modernisation de ses instruments et sur la diversification des moyens de gestion d'une part, de sa politique monétaire, d'autre part, de sa politique de change et de son management des risques. Par ailleurs, la BCT a adopté les outils nécessaires pour superviser plus efficacement les institutions de crédit, et renforcer ses structures de gouvernance. Ces outils visent principalement à stabiliser la forte volatilité du taux de change de la monnaie nationale et de garantir l'équilibre des comptes extérieurs. Il en est de même de l'équilibre du secteur bancaire, du renforcement de ses assises financières et de la modernisation de sa gouvernance. Toute cette démarche permet la mise en place d'un mécanisme efficace d'allocations des ressources financières afin de booster le taux de croissance et le développement économique.

³⁹ Ce déficit courant est due à l'accélération des importations de l'énergie et des biens alimentaires à un rythme nettement plus accentué que les exportations avec un taux d'accroissement annuel moyen de 22% et 9% respectivement (BCT, 2013).

Les réserves en devises ont aussi baissé pour clôturer l'année 2013 au niveau de 106 jours d'importation contre 119 jours à la fin de l'année 2012⁴⁰. Ceci est le résultat de l'accroissement des besoins en financements extérieurs. En conséquence, la Tunisie a signé, en juin 2013, un accord « *Stand-By* » avec le Fonds Monétaire International (FMI). Cet accord s'étale sur deux ans (2013-2015) avec un montant de 1,74 milliards de dollars américains ayant pour objectif de financer le programme des réformes économiques du pays. À la suite de cet accord, l'État a cherché à renforcer les marges de manœuvre budgétaire pour favoriser une croissance plus forte et plus inclusive (BCT, 2014).

iii. Troisième Phase : la modernisation du cadre opérationnel de la politique monétaire, vers une stratégie de politique monétaire axée sur le ciblage de l'inflation

Le ciblage d'inflation est une stratégie qui consiste pour la Banque centrale à s'attaquer directement à l'inflation tout en abandonnant tout autre objectif intermédiaire explicite. Autrement dit, cette politique monétaire s'oriente directement vers l'objectif final de la stabilité des prix (Lucotte, 2015). Une telle stratégie peut être qualifiée comme une mesure pour la Banque centrale d'avoir une marge discrétionnaire dans la conduite de sa politique monétaire (Svensson, 2002). De ce fait, la Banque centrale conserve son caractère coercitif de la règle monétaire et doit rendre des comptes publiquement sur l'atteinte de son objectif de stabilisation des prix. Pour formaliser le ciblage d'inflation, Bernanke et Mishkin (1997) ont utilisé l'expression de « discrétion contrainte ». Pour ces auteurs, cette politique permet à la Banque centrale d'adopter une position intermédiaire entre une discrétion absolue et l'application rigide d'une règle monétaire.

Le dispositif de ciblage d'inflation comporte un certain nombre d'éléments nécessaires. Il s'agit d'abord, pour la Banque centrale, de se doter d'une certaine autonomie opérationnelle afin d'atteindre son objectif premier de stabilité des prix. Ensuite, elle doit fixer un objectif quantitatif d'inflation. En outre, la Banque centrale doit respecter les obligations de transparence dans la mise en œuvre de sa stratégie et rend compte de la bonne exécution de cet objectif. Enfin, en s'appuyant sur une série d'informations, celle-ci réalise une évaluation anticipative de l'inflation [Mishkin (2004), Heenan et al. (2006)⁴¹].

⁴⁰ Rapport annuel de la Banque Centrale de Tunisie (2013), page 25.

⁴¹ Cité par Roger (2010), dans « Ciblage de l'inflation : 20 ans déjà. Finances et Développement ».

Dans le but d'endiguer les pressions inflationnistes persistantes depuis la « révolution », la BCT a adopté une nouvelle politique monétaire basée sur le ciblage d'inflation. Il s'agit pour cette dernière de l'expérimenter, en 2015, à travers un projet de jumelage avec la Banque de France⁴². Ce projet vise à moderniser le cadre opérationnel de la conduite de la politique monétaire de la BCT. En effet, il cherche à doter la Banque centrale d'un cadre d'analyse et de prévision, pour qu'en temps voulu, une stratégie efficace basée sur le ciblage de l'inflation sera mise en place⁴³. En tout état de cause, la Banque centrale dispose aujourd'hui, grâce aux acquis de ce jumelage, d'une boîte à outils qui lui permet de mener des analyses fines de la situation économique, monétaire et financière du pays. Elle peut désormais développer elle-même des modèles pouvant évaluer la croissance et l'inflation, et confectionner des tableaux de bord pour une meilleure prise de décision. Ce jumelage lui permet enfin, de mener une politique monétaire proactive, de prévoir les anticipations inflationnistes, pour pouvoir, à moyen terme, porter l'inflation vers sa cible implicite. Durant les deux années de jumelage (2015-2017), les actions de modernisation et de perfectionnement se sont focalisées en outre sur l'amélioration de la qualité de la communication de la BCT. Celle-ci constitue un vecteur qualitatif de transmission des impulsions de la politique monétaire (BCT, 2015).

Ainsi, la politique monétaire post-révolution en Tunisie s'est répartie en trois phases continues. Il s'agit tout d'abord d'agir à travers des politiques monétaires expansionnistes face à la récession économique. Ensuite, la BCT n'ayant pas obtenu le résultat attendu passe à des politiques monétaires restrictives face à des tensions inflationnistes, en agissant sur le taux directeur en l'augmentant à trois reprises en moins de 18 mois. Enfin, malgré toutes ces initiatives de la part de la BCT, l'inflation persiste. Elle est donc s'orientée vers la mise en place d'une politique de ciblage d'inflation. Cette politique monétaire s'est concrétisée à l'aide du projet de jumelage avec la Banque de France.

Suite à toutes ces démarches, la BCT n'ayant pas atteint un niveau satisfaisant de la stabilisation des prix, notre apport consiste à une analyse des effets de la politique monétaire en Tunisie dans un contexte d'inflation soutenue et non maîtrisable. Pour se faire, nous allons nous baser sur un modèle macroéconomique de forme réduite.

⁴² Ce projet consiste en un accord conclu entre la Banque Centrale de Tunisie et la Banque de France, pour une durée de deux ans, s'étalant entre mai 2015 et mai 2017.

⁴³ Chedly Ayari Gouverneur de la Banque Centrale de Tunisie (2017), « Séminaire de clôture du projet de jumelage entre la Banque Centrale de Tunisie et la Banque de France ».

Les modèles macroéconomiques issus de la macroéconomie dynamique sont des instruments d'analyse de la politique économique. Contrairement aux modèles traditionnels, leurs fondements microéconomiques lui permettent d'échapper à la critique de Lucas (Sergi, 2018).

Le recours à un modèle sous forme réduite nous permet d'abord d'identifier les faits stylisés de l'économie tunisienne. Ensuite, de réaliser un certain nombre d'analyses économiques, en mettant en avant, l'impact des chocs de la politique monétaire sur l'économie. Enfin, il permet d'étudier les mécanismes de transmission de cette dernière. Ces modèles rendent possible l'analyse de la diffusion des chocs de la politique monétaire sur d'autres variables macroéconomiques comme le PIB (Christiano et al. 1998). Nous évaluons, dans ce cadre, les effets de la politique monétaire en Tunisie dans un contexte d'inflation soutenue.

1.3 Le Modèle

Dans ce premier chapitre, le cadre d'analyse de la politique monétaire s'inscrit dans la synthèse néokeynésienne à la Clarida et al. (1999). Ainsi, un modèle macroéconomique de forme réduite, dit de consensus, sera estimé. Ce modèle est basé sur les travaux de Michael Woodford (2003), dont la version standard de McCallum et Nelson (1999). Il comporte trois équations-clé : une courbe IS, une courbe de Phillips et une règle de politique monétaire à la Taylor⁴⁴. Nous faisons appel, comme la plupart de modèles néokeynésiens, à la formulation « *hybride* » en incorporant les valeurs retardées des variables dans les équations IS et la courbe de Phillips néokeynésienne (NKPC) agrégées [Fuhrer (1996), Clarida et al. (1999), Smets et Wouters (2003), Schmitt-Grohé et Uribe (2008) et Schorfheide (2008)].

Le recours à un modèle hybride dans notre cas se justifie d'une part, par le fait que ces modèles sont assez robustes à la critique de Lucas (Jondeau et Le bihan, 2002)⁴⁵. D'autre part, ce type de modèle est suffisamment fort pour reproduire une dynamique plausible de l'économie [Fuhrer (1997) et Mankiw (2000)]. L'utilisation du modèle hybride peut trouver encore sa légitimité à travers d'autres postulats. Concernant la courbe IS, tantôt, un ajustement partiel du PIB peut être considéré d'une manière *ad hoc* [Svensson (2000) et Weerapana (2000)] ; tantôt prendre en compte les coûts d'ajustement (Tinsley, 1993) ; tantôt

⁴⁴ Selon Clarida et al. (1999), King (2000) et Galí (2008), les modèles néokeynésiens d'analyse de la politique monétaire se composent de deux équations agrégées, que sont : la nouvelle courbe IS et la Courbe de Phillips « Néokeynésienne » (NKPC). Nous devons toutefois y ajouter une fonction du taux d'intérêt qui représente l'instrument majeur de la politique monétaire de la Banque centrale.

⁴⁵ Cité par Levieuge (2006) dans son article « Règle de Taylor vs Règle-icm ». *Revue économique*, 57(1) ,85-121.

enfin, permet l'introduction de rigidités dans la consommation comme la formation d'habitude (Fuhrer, 2000). Pour la courbe de Phillips, l'intégration de la partie retardée de l'inflation, lui donne une place de référence dans son prolongement de Calvo et une base importante sur le plan empirique (Lindé, 2002).

Les trois équations caractéristiques de notre modèle se présentent alors comme suit :

$$y_t = (1 - \psi)y_{t-1} + \psi E_t y_{t+1} - \varphi(R_t - E_t \pi_{t+1}) + \eta_t^y \quad [\text{Nouvelle courbe IS}] \quad (1)$$

$$\pi_t = (1 - \omega)\pi_{t-1} + \omega E_t \pi_{t+1} + \kappa y_t + \eta_t^\pi \quad [\text{Courbe de Phillips Néokeynésienne}]^{46} \quad (2)$$

$$R_t = \xi_R R_{t-1} + \xi_y y_t + \xi_\pi \pi_t + \eta_t^R \quad [\text{Règle de politique monétaire}] \quad (3)$$

L'équation (1) est la nouvelle courbe IS qui caractérise la demande agrégée des ménages. Elle définit l'équilibre sur le marché des biens. Cet équilibre résulte d'un programme de maximisation de l'utilité du consommateur rationnel (Sergi, 2018). On constate que, l'écart de production dépend positivement des variations de ses valeurs retardées et anticipées, ainsi que d'un choc de demande stochastique η_t^y . Cependant, il dépend négativement des variations du taux d'intérêt réel. Sachant que y_t désigne l'*output gap*⁴⁷, R_t est le taux d'intérêt nominal, $E_t \pi_{t+1}$ est l'inflation anticipée, $(R_t - E_t \pi_{t+1})$ étant le taux d'intérêt réel, ψ indique la rigidité de consommation dans la formation des habitudes des ménages⁴⁸, et φ est l'inverse de l'élasticité de substitution intertemporelle de la consommation⁴⁹.

L'équation (2) correspond à la courbe de Phillips Néokeynésienne (NKPC). Elle découle de l'optimisation du profit des firmes, sous l'hypothèse d'un ajustement des prix à la Calvo (1983)⁵⁰. Selon ladite équation, le niveau de l'inflation passée, de l'inflation future anticipée

⁴⁶ La courbe de Phillips Néokeynésienne (NKPC) est apparue au milieu des années 1990 dans les travaux portant sur l'analyse de la politique monétaire, et a été popularisée en 1999 par Gali et Gertler. Vu l'incorporation des termes d'inflation retardée, ladite équation a réussi à échapper à critique de Lucas (Lufutu, 2015).

⁴⁷ L'*output gap* y_t (écart de production), représente dans notre modèle la différence entre le PIB réel de l'économie et son niveau « potentiel », à savoir la production maximale à plein régime. C'est le niveau « naturel » de PIB en l'absence d'imperfections de marché (Sergi, 2018).

⁴⁸ Plus la valeur de ψ est élevée, plus la persistance des habitudes de consommation est importante. Ainsi, une faible valeur de ce paramètre, signifie que les ménages sont moins poussés à lisser leur consommation. L'écart de production sera ainsi plus sensible aux chocs de la politique monétaire.

⁴⁹ C'est aussi l'élasticité de l'écart de production actuelle au taux d'intérêt réel. Une faible valeur du coefficient φ indique que les ménages sont moins poussés à lisser leur consommation et par conséquent, l'écart de production devient plus sensible aux réactions des chocs de la politique monétaire.

⁵⁰ L'ajustement des prix à la Calvo suppose qu'à chaque période, chaque firme, indépendamment de la dernière période où elle a modifié son prix, a une probabilité donnée de ne pas réviser son prix. Cette source de rigidité des prix constitue une source très importante de la non-neutralité de la monnaie et rend la politique monétaire opérationnelle à court terme.

ainsi que de l'écart de production courant, agissent positivement sur le niveau actuel d'inflation. Comme le soutiennent plusieurs auteurs [Schorfheide (2008), Amano et al. (2007) et Kurmann (2005)], la spécification de la NKPC est un élément déterminant de la dynamique de l'inflation dans les modèles néokeynésiens. Elle permet d'une part de capturer la persistance de l'inflation observée dans les données. D'autre part, elle reproduit le fait stylisé économique de la réponse tardive et graduelle de l'inflation suite à un choc monétaire (Mankiw, 2001).

En général, l'équation NKPC se base sur le *forward-looking* (tournée vers le futur) qui permet d'exclure toute persistance d'inflation afin d'aboutir à une « *prédiction qu'une politique de désinflation crédible est sans coût pour le produit* » (Ball, 1999a). Bien que cette dernière version de la courbe de Phillips soit autant appliquée, plusieurs auteurs comme Galí et Gertler (1999), ont introduit la partie *backward-looking* pour mettre en avant la persistance de l'inflation retardée. Dans ce sens, Mankiw (2001) montre que celle-ci permet de capturer la persistance de l'inflation. Mankiw et Reis (2002)⁵¹ quant à eux, ont repris l'hypothèse de Fischer de prédétermination des prix, en remplaçant l'hypothèse de rigidité des prix par la rigidité de l'information.

Selon King (2000), les paramètres ω et κ sont positifs tels que $0 \leq \omega \leq 1$ et $\kappa > 0$. Le paramètre κ mesure la sensibilité de l'inflation aux fluctuations de la production. Une valeur élevée de κ indique que la production a un effet faible sur l'inflation nécessitant ainsi un ajustement moins fréquent des prix. Nous retenons que lorsque les prix sont fortement rigides (une valeur faible de κ), l'inflation est moins sensible aux déviations de la production⁵². Pour Clarida et al. (1999), le choc d'offre η_t^π , ou choc d'inflation par les coûts ou encore « *cost push shock* » est un élément déterminant de cette équation. Il désigne les chocs aléatoires qui affectent l'offre agrégée et qui peuvent occasionner les variations du taux d'inflation courant. Ce choc conditionne par ailleurs, l'arbitrage entre l'inflation et la production auquel la Banque centrale fait face pour conduire sa politique monétaire.

L'équation (3) est une règle de politique monétaire à la Taylor (1993) augmentée du taux d'intérêt passé. Le degré d'influence des valeurs retardées dans cette équation a un impact non négligeable dans la transmission des effets de la politique monétaire. Il permet également d'illustrer la mesure dans laquelle ces valeurs conditionnent la valeur actuelle. Il s'agit donc

⁵¹ Cité par Aïssa et Musy (2005).

⁵² Voir Castelnovo (2006) pour plus de détails.

d'un indicateur important de la persistance de l'inflation ou de la production. Dans la même continuité, Leveuge (2006) révèle que la partie retardée de cette équation se justifie par le fait que la Banque centrale suit une politique anti-inflationniste face à un choc quelconque (*politique monétaire graduelle*).

Cette règle désigne la fonction de réaction de la Banque centrale dont le taux d'intérêt nominal R_t est défini comme étant l'instrument principal de sa politique monétaire. Cette équation indique la règle suivie par la Banque centrale pour déterminer son taux d'intérêt nominal afin de répondre aux déviations courantes de l'inflation et de la production (Bernanke et Mihov, 1998). Selon Clarida et al. (1999), le choix de cet instrument est plus réaliste que celui des agrégats monétaires utilisés par certains modèles néokeynésiens [McCallum (2001a, 2001b), King et Woolman (2004)]. Il est aussi important de relever qu'une politique monétaire peut être influencée par des règles simples ou complexes. Ainsi, il est considéré que la performance d'une économie dépend des règles monétaires mises en œuvre. En effet, sous l'hypothèse de contrôle parfait de l'information, il est possible que les règles monétaires simples offrent une approximation meilleure d'une politique optimale (Cateau et Murchison, 2010). Dans ce sens, Côté et al. (2002) montrent que la performance des règles de la politique monétaire est influencée par l'usage des règles monétaires simples. Leurs résultats ont été confirmés aussi sur la performance des règles monétaires simples, comme celle de Taylor, par rapport à celles complexes. Les paramètres de l'équation (3) portant sur la règle de la politique monétaire de notre modèle sont constitués de plusieurs arguments influençant d'une manière ou d'une autre cette règle. La partie $(\xi_\pi \pi_t + \xi_y y_t)$ représente la portion systématique de la politique monétaire (King, 2000), tandis que η_t^R comprend l'ensemble des chocs qui incitent la Banque centrale à agir en dehors de sa politique systématique. Le taux d'intérêt nominal courant est fonction du taux d'inflation actuel modéré par un paramètre de sensibilité ξ_π , de l'écart de production modéré par un paramètre de sensibilité ξ_y et du degré de « lissage » du taux d'intérêt par l'autorité monétaire $(\xi_R R_{t-1})$.

Après avoir défini les trois équations de notre modèle, on remarque que l'action de la Banque centrale sur le taux d'intérêt peut provoquer une variation négative de l'écart de production (équation (1)). Ceci, induit une variation positive de l'inflation⁵³ au niveau de l'équation (2). Il est important ensuite de porter un regard particulier sur certains paramètres de ces

⁵³ La durée de transmission dépend du degré de réaction, de la sensibilité de l'output et de l'inflation.

équations. Ainsi, à travers ce modèle simplifié⁵⁴, nous pouvons identifier deux paramètres d'intérêt. Le premier, est le paramètre κ représentant le degré d'arbitrage auquel la banque doit faire face entre les déviations de l'inflation et celles de la production. Il constitue une mesure déterminante pour la transmission des effets de la politique monétaire et pour la stabilisation macroéconomique. Ceci indique dans quelle mesure l'inflation et la production interagissent. En effet, une valeur positive de κ indique une réduction immédiate de l'inflation après un choc de politique monétaire. Si cette valeur est faible⁵⁵, les effets réels de ce choc sont augmentés. Le deuxième est le paramètre φ présentant le canal de transmission de la politique monétaire vers l'économie. En effet, cette transmission se fait à travers la fixation du taux d'intérêt réel sur l'output gap. Afin d'étudier les interactions de ces variables pour l'économie tunisienne, nous estimons ce modèle à partir de données réelles.

L'expérimentation de ces modèles dans les économies se fait souvent par la méthode d'estimation ou de calibration. Bien que, la calibration ait été la plus utilisée dans les premiers modèles macroéconomiques, les spécialistes font aujourd'hui davantage recours aux techniques de l'estimation bayésienne (Sergi, 2014). La section suivante présente les avantages de cette technique ainsi les détails de notre estimation.

1.3.1. Données et estimation du modèle

1.3.1.1. Les Données

Les données du modèle portent sur trois variables : (i) le taux d'intérêt directeur nominal ; (ii) l'indice de prix à la consommation ; (iii) le produit intérieur brut à prix constant. Ceux-ci ont été sélectionnés et analysés trimestriellement. La période d'étude et d'estimation s'étale de 2000 à 2017. Il en résulte ainsi 68 observations.

Le potentiel de production ayant servi au calcul de l'écart de production a été estimé par le filtre de Hodrick-Prescott (HP). Les données proviennent de la base de données Datastream, et sont complétées par des données plus récentes de la Banque Centrale de Tunisie (BCT). Les résultats sont obtenus en utilisant le logiciel Dynare 4.4.3, dans Matlab 2016a.

⁵⁴ Les paramètres ψ et ω de notre modèle déterminent le degré d'influence des valeurs anticipées sur le niveau courant des variables. Dans les cas extrêmes nous avons :

- si $\psi = 1$ et $\omega = 1$, le modèle devient prospectif ou *forward-looking*.

- si $\psi = 0$ et $\omega = 0$, le modèle devient rétrospectif ou *backward-looking* (Avec $0 \leq \psi, \omega \leq 1$).

⁵⁵ Une valeur faible de κ implique une grande rigidité des prix ou une faible fréquence d'ajustement des prix (voir Castelnuovo, 2006).

Le modèle étant déjà sous forme linéarisée autour de l'état stationnaire des conditions de premier ordre et d'équilibre, nous passons directement à son estimation par les techniques bayésiennes. C'est l'objet de la section suivante.

1.3.1.2. Estimation par l'approche bayésienne

Plusieurs méthodes d'estimation des modèles DSGE sont présentées dans la littérature, telles que la méthode du maximum de Vraisemblance, des moments généralisés, des moments simulés ou encore la méthode bayésienne. Dans cette démarche, nous utilisons l'approche bayésienne qui est non seulement la plus populaire dans la littérature macroéconomique récente, mais permet aussi de prendre en compte des croyances *a priori* sur les paramètres. Cette méthode s'appuie sur les travaux de Smets et Wouters (2003) et Lubik et Schorfheide (2005).

La littérature fait état de nombreuses méthodes pour déterminer les paramètres des modèles DSGE. Cela, va de la calibration pure [Kydland et Prescott (1982) et Monacelli (2005)], à l'estimation par la Méthode des Moments Généralisés (GMM) (Christiano et Eichenbaum, 1992) ou à l'estimation par la méthode du maximum de vraisemblance basée sur l'information complète [Altug (1989), McGrattan (1994), Leeper et Sims (1994), Kim et Schmidt (2000) et l'Ireland (1999)].

En tout état de cause, l'approche bayésienne est une approche alternative qui combine calibration et estimation des paramètres du modèle. Contrairement aux autres approches, elle consiste à prendre en considération les croyances *a priori* de l'économètre sur les paramètres [Smets et Wouters (2003), Gelman (2006), Koopman, et al. (2007), Adjemian et Pelgrin (2008) et Adjemian et Devulder (2011)].

L'idée d'utiliser la méthode bayésienne pour l'estimation des modèles DSGE a été fondée par Landon-Lane (1998), DeJong et al (2000), Schorfheide (2000) et Otrok (2001). Elle a été diffusée par la suite par Lubik et Schorfheide (2005), Smets et Wouters (2003), Onatski et Williams (2004), Laforte (2007), Adolfson et al. (2008), Ratto et al. (2009), Kolasa (2009), etc.

L'estimation bayésienne permet d'avoir la distribution *a posteriori*, des paramètres étant donné les chroniques observées (\cdot), la structure du modèle (M) et la distribution *a priori* des paramètres en cause selon le théorème de Bayes :

$$P(\Theta/Y^T) = \frac{P(Y^T/\Theta)}{P(Y^T)} \quad (1.4)$$

$$\text{Avec } P(Y^T/\Theta) = L(\Theta; Y^T)P(\Theta) \quad (1.5)$$

À l'aide de la méthode du maximum de vraisemblance, nous calculons la valeur de la fonction de vraisemblance associée à chaque combinaison de paramètres. La vraisemblance marginale du modèle $P(Y^T)$ est ainsi :

$$P(Y^T) = \int L(\Theta; Y^T)P(\Theta)d\Theta \quad (1.6)$$

La densité a posteriori est déduite à partir de (1.5) et (1.6) est donnée par :

$$P(\Theta/Y^T) = \frac{L(\Theta; Y^T)P(\Theta)}{\int L(\Theta; Y^T)P(\Theta)d\Theta} \quad (1.7)$$

Avec $P(\Theta)$ est la distribution a priori des paramètres du modèle et $L(\Theta; Y^T)$ est la fonction de vraisemblance qui définit la probabilité que le modèle assigne à chaque observation étant donné les valeurs des paramètres.

Généralement, il n'est possible d'obtenir une expression analytique de cette densité *a posteriori* dans un modèle DSGE. Ainsi, et selon Lubik et Schorfheide (2005), Gelman (2006), Koopman et al. (2007), Adjemian et Pelgrin (2008), nous devons alors recourir à des méthodes de simulation de type Markov-Chain-Monte-Carlo (MCMC) afin d'estimer la forme de la densité *a posteriori*. En ce qui nous concerne, l'algorithme Metropolis-Hastings est utilisé pour générer des Chaînes de Markov (MC) pour les paramètres du modèle. Dans la pratique, et selon Marin et Robert (2009), la loi *a priori* est généralement considérée comme une difficulté majeure de l'approche bayésienne. En effet, l'interprétation de l'information *a priori* disponible est peu précise et ne conduit pas à la détermination d'une seule et unique loi. Ainsi, nous constatons aisément, sur des exemples classiques que des choix de lois *a priori* conduit à des inférences divergentes.

Dans notre travail, nous commençons par estimer des paramètres structurels à l'aide des techniques bayésiennes [Smets et Wouters (2003, 2007), An et Schorfheide (2007), Fernández-Villaverde et Rubio-Ramírez (2007), Juillard et Ocaktan (2008), Fernández-Villaverde et al. (2009), Fernández-Villaverde (2010)] ; pour ensuite procéder à l'analyse des effets de la politique monétaire. Le modèle construit sera estimé et implémenté par le logiciel

Dynare 4.4.3 (Adjemian et al. 2011) sur des données trimestrielles tunisiennes pour la période allant de 2000T1 à 2017T4. Les variables considérées pour l'analyse sont : l'inflation, le PIB réel et le taux d'intérêt nominal de la BCT.

Le tableau ci-dessous regroupe les paramètres à estimer. Le modèle rassemble des paramètres de politique monétaire, de rigidité des prix à la Calvo et d'élasticité de substitution entre les biens domestiques et les biens importés.

Table 1-1 Description des Paramètres à estimer

Paramètre	Description
φ	L'inverse de l'élasticité de substitution inter temporelle
ψ	Le degré de sensibilité de l'écart de production courante par rapport à son niveau anticipé
ω	Le degré de sensibilité de l'inflation courante par rapport à son niveau anticipé
κ	L'élasticité de l'inflation par rapport à l'écart de production
ξ_{π}	Coefficient de réaction du taux d'intérêt nominal par rapport aux déviations de l'inflation
ξ_y	Coefficient de réaction du taux d'intérêt nominal à l'écart de production
η_t^y	Écart – type du choc de demande ;
η_t^{π}	Écart – type du choc d'offre ;
η_t^R	Écart – type du choc monétaire.

i. Estimations des paramètres structurels

Table 1-2 Distributions a priori et a posteriori des principaux paramètres

Paramètre	Prior			Posterior		
	Distribution	Moyenne	intervalle de confiance	Moyenne	Écart type*	
ψ	Beta	0.300	0.5431 0.6214	0.5801	0.1000	
ω	Beta	0.550	0.3485 0.8700	0.6995	0.1000	
φ	Gamma	0.140	0.000 0.0008	0.0002	0.1000	
κ	Gamma	0.080	0.0347 0.0515	0.0422	0.0500	
ξ_{π}	Normal	1.400	0.2088 0.5492	0.3867	0.2000	
ξ_y	Normal	0.400	-0.0216 0.0441	0.0101	0.1500	
ξ_R	Normal	1.400	0.9805 1.0055	0.9810	0.2000	

* posterior standard deviation

ii. Estimations des chocs aléatoires

Table 1-3 Distributions a priori et a posteriori des chocs

		<i>Prior</i>		<i>Posterior</i>		
Choc	Distribution	Moyenne	intervalle de confiance		Moyenne	Écart type
η_t^y	Gamma-Inverse	0.360	0.2820	0.3822	0.3295	2.0000
η_t^π	Gamma-Inverse	0.990	0.2193	0.2946	0.2583	2.0000
η_t^R	Gamma-Inverse	0.390	0.1012	0.1433	0.1221	2.0000

1.4 Résultats et discussion

Cette section est consacrée à l'analyse et la discussion des principaux résultats des estimations des paramètres structurels du modèle ($\varphi, \omega, \kappa, \psi, \xi_R, \xi_y, \xi_\pi$). Cette partie discute de la propagation des fluctuations économiques en réponse aux trois types de chocs aléatoires : choc de politique monétaire η_t^R , choc de demande η_t^y , et choc d'offre η_t^π . Ainsi, cette étude se base sur les fonctions de réponses impulsionnelles et la décomposition de la variance. Trois variables macroéconomiques d'intérêt ont été retenues : le taux d'intérêt directeur, la production et l'inflation.

1.4.1 Analyse des résultats de l'estimation

Les résultats issus de l'estimation bayésienne des paramètres structurels, se présentent comme suit (voir tableau 1.2 et 1.3) :

$$\hat{y}_t = (1 - 0.5801)\hat{y}_{t-1} + 0.5801\hat{y}_{t+1} - 0.0002(\hat{R}_t - E_t\hat{\pi}_{t+1}) + 0.3295$$

$$\hat{\pi}_t = (1 - 0.6995)\hat{\pi}_{t-1} + 0.6995E_t\hat{\pi}_{t+1} + 0.0422\hat{y}_t + 0.2583$$

$$\hat{R}_t = 0.981\hat{R}_{t-1} + 0.3867\hat{\pi}_t + 0.0101\hat{y}_t + 0.1221$$

En observant l'équation de la nouvelle courbe IS déterminant la demande agrégée, le coefficient associé à la production anticipée, révèle une particularité sur la dynamique de la production courante. Sa valeur estimée est fixée à 0,5801. Ce résultat indique que dans un environnement macroéconomique relativement stable, la production actuelle dépend plus de son niveau anticipé que de son niveau passé. Cette inégalité entre la production retardée et la

production future est due à l'effet de lissage de la consommation par les ménages selon qu'ils anticipent une expansion ou une récession (Vangu, 2014). En cas d'anticipation d'une expansion, les ménages maintiennent ou augmentent leur consommation courante, d'où l'effet sur la production. Par contre, lors d'une anticipation d'une récession, la situation sera inverse, les ménages diminuent leur consommation courante et par conséquent une baisse de la production en résulte. En ce qui concerne le paramètre φ , qui capte la sensibilité de la production courante aux variations du taux d'intérêt réel, sa valeur faible révèle que l'écart de production est moins sensible aux variations du taux d'intérêt, ce qui réduit l'impact des effets réels des chocs de la politique monétaire sur la demande globale. Nous pouvons en déduire que les ménages deviennent soit plus poussés à lisser leur consommation et accordent une importance plus grande à leurs habitudes externes de consommation, soit plus averses aux risques⁵⁶.

À propos de l'équation de la courbe de Phillips néokeynésienne, la valeur estimée du paramètre ω (0,6995) indique que l'inflation courante est plus sensible à l'inflation anticipée, qu'à son niveau passé. Nous pouvons retenir alors que les agents économiques, et plus particulièrement les firmes qui révisent leurs prix en tenant compte des anticipations de l'inflation, ne seront pas très enclins à réviser leurs prix quelles que soient les prévisions de l'inflation (Ragan, 2006). Cette condition est due à une rigidité à la baisse des prix adoptés généralement par les entreprises. A cet égard, cette rigidité représente une source d'inflation persistante. Quant au coefficient estimé de l'élasticité de l'inflation par rapport à l'écart de production, κ est de (0,0422) et significativement positif, ce qui va dans le sens des résultats de la littérature [voir Galí et Gertler (1999), Schorfheide (2008)]. La très faible valeur de ce coefficient et sa positivité révèlent que l'inflation actuelle est légèrement sensible aux fluctuations de la production en Tunisie : d'où la stabilité relative des prix, due essentiellement au non-ajustement fréquent des prix par les firmes. De la sorte, une forte déviation au niveau de la production n'aura qu'un très faible impact sur le niveau de l'inflation. Ceci est de nature à offrir à la Banque centrale un arbitrage favorable entre inflation et output-gap.

⁵⁶ Rappelons que selon le modèle DSGE standard de Castelnuovo (2006) et Benati (2008) et Benati et Surico (2009), φ est une fonction des paramètres b (degré de persistance des habitudes de consommation) et σ (l'inverse de l'élasticité de substitution) des ménages. Une valeur élevée de φ suppose, soit un faible niveau de b , soit une forte élasticité de substitution.

Pour l'analyse des paramètres relatifs à la politique monétaire, nous nous intéressons d'abord au « *lissage des taux d'intérêt* » associé au taux d'intérêt retardé, sa valeur estimée est proche de 1 (0,981). Ce taux est proche de 0.97 trouvé par Licheron (2009) pour le cas de la Banque centrale Européenne. Ce niveau de « *degré d'inertie* » très élevé du taux d'intérêt de la Banque centrale de Tunisie s'explique par le souci de cette dernière de lisser les variations de son taux directeur pouvant entamer la confiance des différents agents économiques. Ainsi, l'intérêt de cette politique monétaire est de préserver la crédibilité de la Banque centrale et d'augmenter la stabilité de l'économie. En outre, cette valeur élevée de lissage est très significative pour le cas tunisien, étant donné d'une part, que celle-ci peut refléter « *une forte corrélation sérielle des chocs exogènes* » affectant l'économie comme le suggère Rudebusch (2002, 2006)⁵⁷. D'autre part, le lissage et l'ajustement graduel du taux d'intérêt sont fortement recommandés lorsque l'impact d'une modification du taux d'intérêt sur l'économie est incertain (Sack et Wieland, 2000).

Concernant les deux paramètres ξ_{π} et ξ_y , liés au degré de réaction du taux d'intérêt nominal aux déviations de l'inflation et à celles de la production, les valeurs estimées de ces paramètres (0.3867 et 0.0101) attestent que la BCT a suivi une politique monétaire agressive et stabilisatrice. Cela s'explique par le fait que le taux d'intérêt nominal réagit fortement aux déviations de l'inflation par rapport à sa cible (0.3867), qu'aux fluctuations de la production par rapport à son niveau potentiel (0.0101). Ceci corrobore les résultats des travaux de Vangu (2014). Cette politique stabilisatrice de la BCT est le résultat d'un taux d'intérêt nominal réagissant davantage aux déviations de l'inflation courante qu'aux déviations de l'écart de production. Pour Clarida et al. (2000), cette politique monétaire est qualifiée « *active* » et « *non accommodante* » à l'inflation. Ceci autant et si bien que le relâchement de la politique monétaire et la détérioration de l'environnement macroéconomique peuvent, à eux seuls, expliquer la baisse d'agressivité de la politique monétaire.

Il nous revient désormais d'analyser les fonctions de réponses impulsionnelles des variables macroéconomiques. Ceci vise à comparer la manière dont les trois principales variables macroéconomiques que sont l'inflation, l'écart de production et le taux d'intérêt nominal, réagissent en présence des chocs exogènes. On s'intéresse d'abord au choc de demande η_t^y , ensuite au choc d'offre η_t^{π} et enfin, au choc de la politique monétaire η_t^R . Ces indicateurs permettent à la Banque centrale d'observer le sens de la variation des variables de contrôle. Il

⁵⁷ Cité par Licheron (2009).

s'agit de la détermination de l'horizon nécessaire pour la transmission des effets des chocs structurels sur l'économie et de la maîtrise de la durée nécessaire pour stabiliser ces variables à leurs niveaux d'équilibre.

1.4.2 Fonctions de réponses impulsionnelles

Cette section discute des réactions de l'économie suite à différents chocs aléatoires. Trois grandeurs macroéconomiques d'intérêt ont été retenues permettant d'expliquer simultanément les effets du choc monétaire, de demande et d'offre sur l'économie en Tunisie : le taux d'intérêt directeur, l'inflation et l'output gap.

Les graphiques (Figure 1.4, 1.5 et 1.6) montrent les fonctions de réponses impulsionnelles (voir Annexe A). Chaque graphique reproduit 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. En d'autres termes, il montre l'amplitude de la réponse (augmentation ou contraction) de chaque variable en termes de pourcentage.

Nous nous attendions à ce qu'une augmentation du taux d'intérêt entraîne une vraie baisse des tensions inflationnistes, par l'intermédiaire de la réduction du pouvoir d'achat des ménages et en conséquence, la diminution des prix des biens et services. En revanche, l'effet sur le taux d'inflation étant faible voire négligeable (0.005%). En outre, on remarque qu'à partir du cinquième trimestre, le taux d'inflation commence à augmenter de nouveau. Du côté de la production, l'impact du durcissement de la politique monétaire était plus fort avec une chute de celle-ci durant treize trimestres.

Il ressort de cette interprétation que malgré un choc de politique monétaire restrictive sous forme d'une hausse du taux de la Banque centrale, l'inflation en Tunisie n'a pas baissé. Ainsi, le resserrement monétaire n'a pas eu un impact significatif sur l'inflation. Plusieurs raisons peuvent être apportées pour expliquer cette situation. La raison fondamentale est que l'inflation en Tunisie n'est pas uniquement d'origine monétaire ; une bonne partie de celle-ci provient d'autres facteurs. Il y a essentiellement l'inflation importée due à la forte dépréciation du dinar observée depuis 2011 qui a dépassé dans certains cas les 16.7% par rapport à l'euro et 4.1% par rapport au dollar américain (BCT, 2017). En outre, le manque de contrôle des circuits de distribution a généré un effet inflationniste dû aux banditismes existants dans ces circuits de distribution et/ou les intermédiaires et fixent les prix. En effet,

ces prix ne reflètent pas l'offre et la demande sur le marché, ils reflètent en quelque sorte ce comportement monopolistique et/ou de spéculation. De plus, au lendemain de la révolution, les syndicats de travail se sont devenus très puissants et ont imposé des majorations salariales successives. Ces majorations salariales sont étouffantes pour le budget de l'État et impactent l'inflation. On se retrouve alors dans un phénomène d'inflation de second tour « *second round inflation effect* ». En effet, les salaires augmentent parce qu'il y a de l'inflation, or les entreprises répercutent la hausse des salaires sur les prix et on se retrouve avec une inflation nouvelle. De plus, la hausse des prix du pétrole observée depuis les années 2000 a amené le gouvernement tunisien à faire des ajustements du prix du baril. Ces ajustements, qui étaient aussi recommandés par le FMI, ont généré une poussée inflationniste pour le pays⁵⁸. In fine, ces facteurs ont pesé sur la maîtrise de l'inflation du pays malgré la hausse du taux d'intérêt suivie par la BCT. On note aussi que, de façon traditionnelle, les Banques Centrales agissent sur l'inflation sous-jacente au détriment du taux d'inflation général dans l'économie étudiée. Plus particulièrement, parlant du cas tunisien, l'inflation sous-jacente reste sur un trend haussier annonçant des jours inquiétants pour la situation de l'économie du pays.

1.4.3 Analyse de la décomposition de la variance d'erreur

Cette partie est consacrée à l'analyse de la décomposition de la variance. Celle-ci permet, contrairement aux réponses impulsionnelles, d'identifier les origines de fluctuations des différentes variables macroéconomiques et de mesurer le degré des impacts des chocs sur ces variables. En effet, la décomposition est un outil utile pour la détermination de la contribution de tout choc économique dans l'explication de la variation de chaque variable.

Les résultats du tableau 1 montrent les sensibilités des variables du modèle aux différents chocs économiques : (i) le choc de demande, (ii) le choc d'offre, (iii) et le choc de la politique monétaire. Autrement dit, celles-ci montrent la contribution de chacun des trois chocs dans la fluctuation prévue de chaque variable. Globalement, les analyses révèlent qu'un choc de demande affecte fortement et de manière proportionnelle la production et le taux d'intérêt. Cependant, le choc d'offre affecte modérément l'inflation et faiblement la demande et le taux d'intérêt. In fine, le choc du taux d'intérêt n'exerce qu'un effet faible sur l'inflation ainsi que sur l'offre et la demande.

⁵⁸ À titre d'exemple, lorsque le prix de l'essence augmente, toutes les entreprises qui utilisent le transport vont majorer le prix suite à la hausse de l'essence.

Ainsi, la décomposition de la variance des erreurs montre que la fluctuation de la production est due en quasi-totalité à un choc affectant la demande (93.28%) et faiblement au choc d'offre (6.70%) (Voir tableau 1.4). Le taux d'intérêt n'exerce que peu d'effet sur la production. Par conséquent, on peut conclure qu'en Tunisie, la croissance est plus sensible à la demande et moins à des chocs affectant l'offre et le taux d'intérêt.

Pour ce qui est de l'inflation, la part la plus importante de sa volatilité (77.86%) est expliquée par un choc affectant l'offre, puis à un choc affectant la demande (21.79%) et faiblement au taux d'intérêt (0.35%). Ainsi, il serait préférable dans ce cas d'agir sur productivité afin d'augmenter le niveau de production en Tunisie.

Quant à la politique monétaire, les chocs de demande et ceux d'offre contribuent de manière comparable aux fluctuations du taux d'intérêt directeur (42.64% et 44.76% respectivement), alors qu'un choc du taux d'intérêt n'a qu'un faible effet (12.60%).

Table 1-4. Décomposition de la variance (en pourcentage)

Variable	Choc de demande	Choc d'offre	Choc de politique monétaire
Production	93.28	6.70	0.02
Inflation	21.79	77.86	0.35
Intérêt	42.64	44.76	12.60

Suite à cette investigation, il est important de noter que l'inflation en Tunisie n'est pas d'origine monétaire. A cet effet, il convient aux autorités de mener des politiques adéquates et non inflationnistes, autre qu'une politique de taux d'intérêt, capables de relancer l'activité réelle et assurer la stabilité des prix. Ceci peut se faire en mettre en œuvre un climat et des réformes pertinentes pour favoriser l'investissement, les exportations et attirer les Investissements Directs Étrangers (IDE).

1.5 Conclusion

Le présent chapitre a pour objectif d'analyser comment la Banque centrale de Tunisie, dont la mission principale consiste à préserver la stabilité des prix, a réagi aux pressions inflationnistes durant les deux dernières décennies. Pour se faire, un modèle macroéconomique simple a été estimé. Le choix de ce cadre de modélisation a pour un objectif de découvrir les effets possibles de la politique monétaire tunisienne sur la stabilité des prix.

La contribution majeure de ce chapitre se veut intéressante sur deux niveaux. Premièrement, un aspect méthodologique, vu que nous avons adopté un cadre macroéconomique néokeynésien pour notre étude. En effet, un tel modèle est original par rapport à ceux habituellement utilisés pour le cas tunisien et qui font plus appel aux modèles VAR. Deuxièmement, cette étude se distingue sur le niveau des résultats empiriques. Ainsi, nous montrons que les effets de la politique monétaire de la BCT sont limités par des facteurs autres que monétaires. En effet, nos résultats montrent qu'une hausse du taux d'intérêt de 0.1% n'a fait diminuer l'inflation que d'un très faible pourcentage (0.005%). Ceci corrobore les faits stylisés de l'économie tunisienne notamment durant les périodes post révolution. En effet, la forte dépréciation du dinar observée depuis 2011 a fait accroître l'inflation importée. Ceci s'explique principalement par le décalage entre l'offre et la demande de devises, l'écart entre les importations et les exportations, et à l'aggravation du déficit de la balance des paiements. En outre, le manque de contrôle des circuits de distribution a généré un effet inflationniste dû au banditisme présent dans ces circuits de distribution et/ou aux intermédiaires qui fixent les prix hors le principe de l'offre et la demande sur le marché. En outre, la forte puissance des syndicats de travail, au lendemain de la révolution, a imposé des majorations salariales successives étouffantes pour le budget de l'État et ont généré un phénomène d'inflation de second tour « *second round inflation effect* ».

Notre analyse empirique montre aussi une forte inertie dans les modifications du taux directeur de la BCT. Ce résultat peut s'expliquer par la tendance de la BCT à lisser la volatilité de son taux d'intérêt durant une longue partie des trimestres étudiés, notamment durant les périodes caractérisés par une conjoncture économique faible (voir rapport de la BCT (2014))⁵⁹.

⁵⁹ https://www.bct.gov.tn/bct/siteprod/documents/Etude_BCT_20150113.pdf

Globalement, suite à l'estimation de ce modèle, il ressort les implications suivantes sur l'économie tunisienne. Tout d'abord, il est fort de constater que les ménages tunisiens perdent l'espoir d'une relance économique. Ceci s'explique par le fait que ces derniers diminuent leur consommation courante, avec pour conséquence directe la baisse du niveau de production. Les évènements successifs, qui ont marqué l'instabilité socioéconomique et politique de la Tunisie, donnent une légitimité à ce désespoir des ménages tunisiens quant à un lendemain meilleur.

Ensuite, nous pouvons affirmer que les effets de la politique monétaire sur la demande globale sont faibles suite à une variation du taux d'intérêt par la BCT. À cet égard, on peut rappeler que la BCT a procédé à une diminution de son taux directeur à deux reprises en 2011 pour inciter les investissements et ainsi relancer l'économie. Malgré ces multiples interventions de cette institution durant la période post-révolution, force est de constater que nos résultats confirment que la demande globale est restée toujours faible. En outre, nous relevons d'un côté la faible sensibilité du taux d'inflation courant aux anticipations de celle-ci. Ceci s'explique par la forte rigidité des prix sur le marché tunisien. Cette situation de rigidité des prix masque souvent une inflation réduite mais par contre les prévisions des agents économiques dans notre contexte ne tenant pas en compte des valeurs futures de l'inflation mais plutôt des valeurs passées. De l'autre côté, une très faible valeur de l'élasticité de l'inflation par rapport à l'écart de production révèle que l'inflation actuelle est légèrement sensible aux fluctuations de la production en Tunisie. En conséquence, une forte déviation du niveau de la production, n'aura qu'un très faible impact sur le niveau de l'inflation et la Banque centrale intervient par un arbitrage favorable entre inflation et output-gap. Cet arbitrage permet d'augmenter les effets réels des chocs de politique monétaire par un ajustement plus rapide de la production, en prévision d'une reprise économique rapide.

Par ailleurs, nos résultats montrent que la Banque centrale réagit plus aux fluctuations de l'inflation par rapport à sa cible, que celles de la production envers son niveau potentiel. Cette politique monétaire est dite « *active* » et « *non accommodante* » à l'inflation. La Banque centrale de Tunisie a alors suivi une politique monétaire agressive et stabilisatrice durant ces deux dernières décennies. Finalement, l'analyse des fonctions des réponses impulsionnelles montre qu'un choc de demande affecte principalement le taux d'inflation, et ce davantage que le taux d'intérêt. Cependant le choc dû à l'offre affecte fortement la demande et faiblement le

taux d'intérêt. Le choc dû au taux d'intérêt n'exerce qu'un effet faible sur l'offre et la demande.

Nous avons présenté tout au long de ce chapitre un aperçu général des causes de l'inflation en Tunisie dans un contexte d'économie fermée. En effet, la BCT a adopté des mesures de désinflation mais elles n'ont pas abouti aux résultats attendus pour la stabilité des prix. Ceci nous a conduit à conclure que l'inflation en Tunisie n'est pas sous le contrôle de la BCT, l'origine est ainsi non monétaire.

Ainsi, lorsqu'une économie réalise des opérations avec le reste du monde, cette dernière doit s'arrimer avec le système international par le biais du taux de change. Cette situation peut nous amener, lorsqu'il y a déficit, à une inflation d'origine externe à l'économie. En effet, selon les statistiques récentes, le taux d'inflation en Tunisie est de l'ordre de 7.5% (FMI, 2018)⁶⁰. Parmi les explications fournies par les experts en la matière, c'est de l'inflation importée. Il nous revient de se poser la question suivante : comment les variations du taux de change ont-elles impacté les effets de la politique monétaire en Tunisie ? C'est à cette question que tente de répondre le chapitre 2.

⁶⁰ <https://www.imf.org/fr/News/Articles/2018/10/17/NA102218-tunisia-economic-outlook-in-four-charts>

Annexes A.

Figure 1-4. Réponse relative de la production, de l'inflation et du taux d'intérêt nominal à un choc d'offre

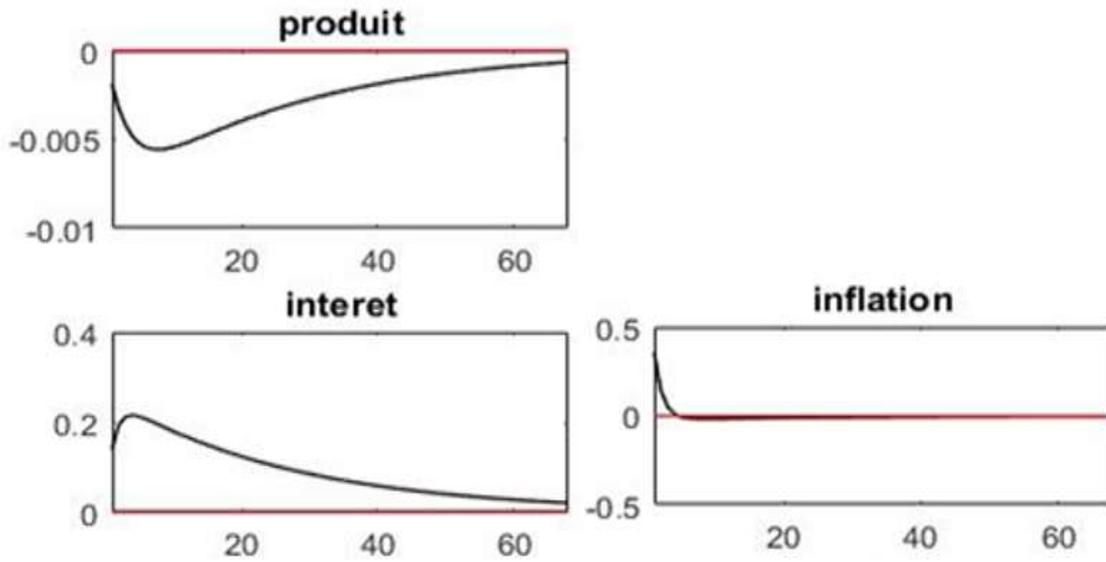


Figure 1-5. Réponse relative de la production, de l'inflation et du taux d'intérêt nominal à un choc de demande

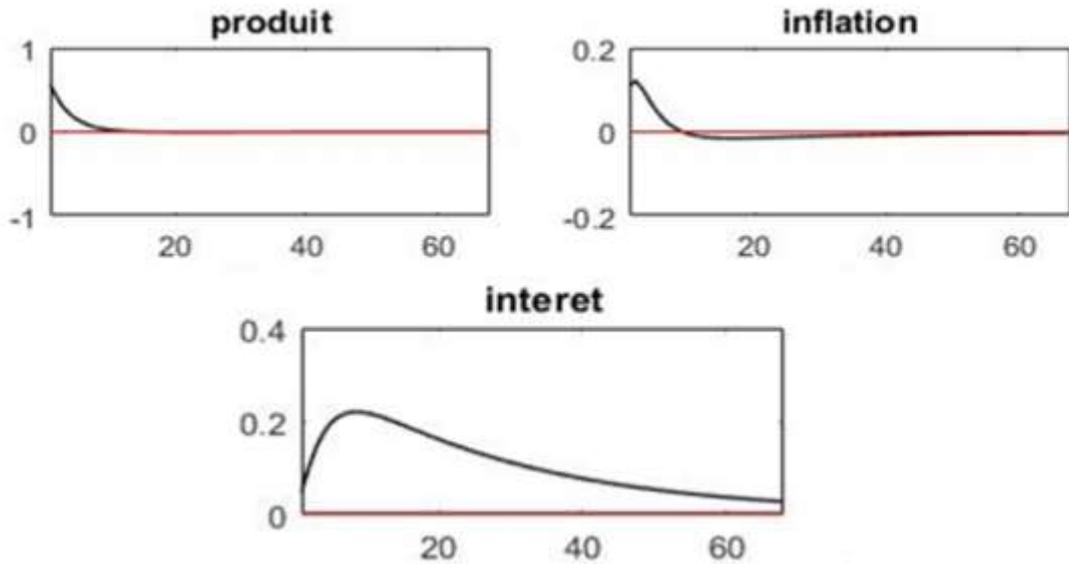
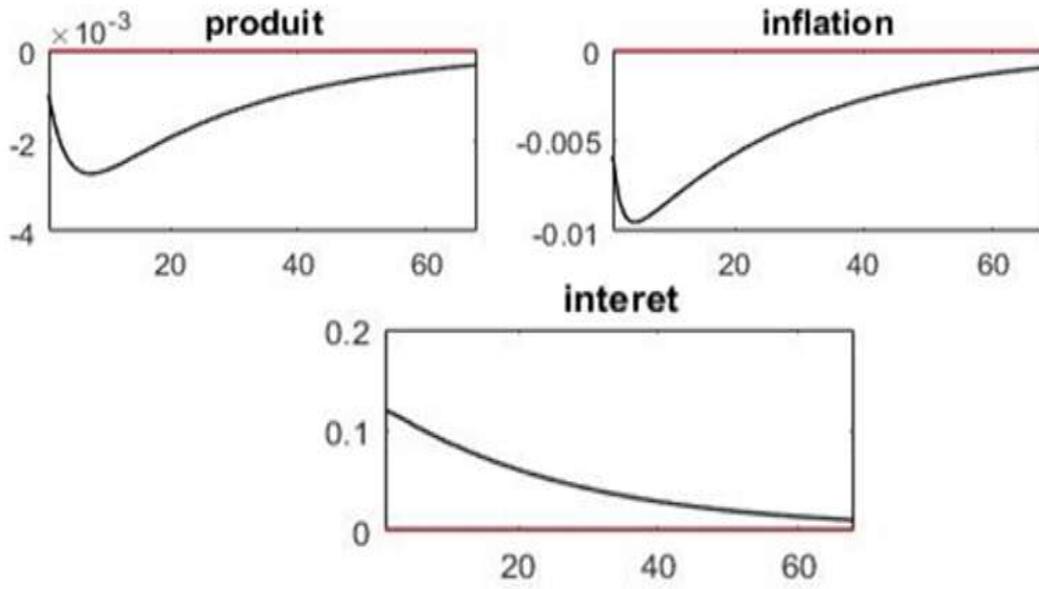


Figure 1-6. Réponse relative de la production, de l'inflation et du taux d'intérêt nominal à un choc de politique monétaire



**Chapter 2 . LA POLITIQUE MONÉTAIRE EN TUNISIE FACE À LA VOLATILITÉ
DU TAUX DE CHANGE**

2.1 Introduction

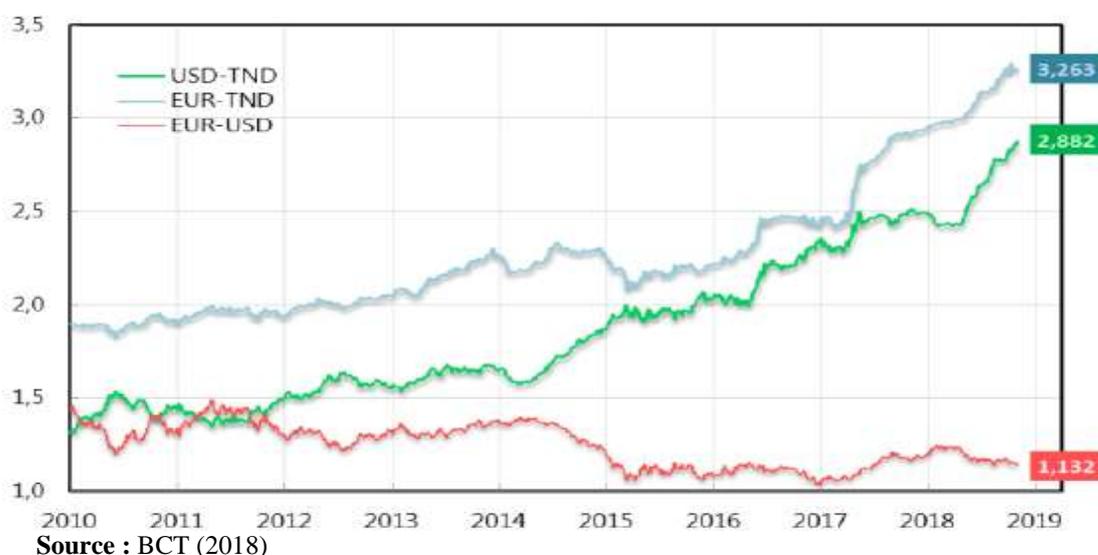
Depuis des décennies, le taux de change est au cœur des débats de politique économique dans les pays en développement. Le taux de change est l'un des principaux canaux de transmission de la politique monétaire. En outre, il joue un rôle important dans la détermination de la dynamique de l'inflation pour les petites économies ouvertes. En effet, les variations du taux de change ont des effets sur la croissance des prix et sur la demande globale, par le biais du prix des biens importés. De plus, les politiques de taux de change, si elles sont inappropriées, peuvent entraîner de l'instabilité financière (Edwards, 1989). La prise en compte du taux de change dans la conduite de la politique monétaire peut donc s'avérer importante (Taylor, 2000), en particulier dans les petites économies en développement (Caputo, 2004, 2005).

L'économie tunisienne, en tant qu'une petite économie ouverte, est particulièrement vulnérable aux fluctuations du taux de change. Suivant le rapport final de la BCT en 2014, les produits importés représentent 40% des biens de consommation totale en Tunisie. L'indice des prix à l'importation a augmenté de 20.7% en 2018, ce qui exerce actuellement une forte pression sur l'inflation mesurée par l'IPC dans l'économie tunisienne (BCT, 2018)⁶¹.

Au cours de la période récente, la Tunisie a connu une forte dépréciation de sa monnaie nationale par rapport à l'euro et au dollar (voir Figure 2.1). Le rapport annuel de la Banque africaine de développement (BAD) publié en 2018, indique que le dinar tunisien a été déprécié de 104% par rapport au dollar américain durant la période (2010-2017)⁶². Cette dépréciation du dinar est une conséquence de la nouvelle politique de la BCT de limiter ses interventions sur le marché de changes (Labidi, 2016), en cohérence avec l'adoption du ciblage de l'inflation. Néanmoins, cela n'a pas permis de renforcer la compétitivité de l'économie tunisienne, ni d'attirer plus des investissements directs étrangers. Mais, surtout, la dépréciation de la valeur de la monnaie nationale a alimenté l'inflation.

⁶¹ https://www.bct.gov.tn/bct/siteprod/documents/Commerce_Extérieur_20180331_fr.pdf

⁶² BAD (2018) : *Perspectives économiques en Afrique 2018*. Groupe de la banque africaine de développement 2018. Technical report, Banque Africaine de Développement.

Figure 2-1. Evolution du cours du dinar vis-à-vis du dollar et de l'euro

Face à cette situation, la Banque centrale de Tunisie s'est vue obligée de durcir sa politique, en augmentant le Taux du Marché Monétaire (TMM) à maintes reprises pour passer de 3.9% en 2012 à 5.2% en 2017 (BAD, 2018). Hélas, ce durcissement n'a pas eu d'impact significatif sur l'inflation et la stabilité économique.

Cela conduit à s'interroger sur la transmission de l'inflation importée (*pass-through*), et sur l'impact et le rôle de la politique monétaire dans un contexte de dépréciation de la monnaie domestique et d'inflation élevée. En particulier, à l'aide de simulations basées sur un modèle DSGE en économie ouverte, nous allons évaluer la stabilité macroéconomique conditionnellement au degré (fort / faible) de *pass-through* du taux de change.

Le reste du chapitre est structuré comme suit. La deuxième section propose une revue de littérature sur les déterminants du *pass-through* et résume les principaux résultats qui émergent de la littérature concernant en particulier les pays en développement. La section 3 analyse l'interaction entre politique de change et politique monétaire. La section 4 sera consacrée à la présentation du modèle et des données. La calibration et l'estimation des paramètres du modèle sera développé à la section 5. La section 6 portera sur la présentation des réponses impulsionnelles et la discussion des résultats. Enfin, la section 7 est consacrée aux conclusions qu'il est possible de tirer de cette analyse.

2.2. Revue de littérature

Les dernières décennies ont connu d'importantes mutations portant sur le domaine monétaire et financier. Taylor (2001) a soutenu qu'une politique monétaire réussie devrait s'articuler autour d'un taux de change flexible, d'une cible d'inflation et d'une règle de politique monétaire. La question de la réaction des banques centrales aux mouvements du taux de change a suivi deux orientations. La première a porté sur les avantages apportés par une politique monétaire qui répond au taux de change et la seconde sur la manière dont les banques centrales réagissent en pratique aux fluctuations de ce dernier. Pour répondre à ce propos, plusieurs démarches ont été suivies dans la littérature. Parmi ces travaux, il y a Taylor (2000), Goldfajn et Werlang (2000), Calvo et Mishkin (2003), Campa et Goldberg (2005, 2006a et 2006b), Edwards (2006), Ito et Sato (2006), Duma (2008). Également, plusieurs économistes comme Choudhri et Hakura (2001), Choudhri et al. (2002), Kandil et Mirzaie (2003), Boughrara (2007), Al-Mashat (2007), Neaime (2007), ont mis l'accent sur les effets des fluctuations du taux de change en confirmant la transmission de ses effets vers les prix dans la région de Moyen Orient et de l'Afrique du Nord (MENA), et le sud et l'Est de la Méditerranée (PSEM). En outre, Clarida et al. (1998), analysant des pays industrialisés, trouvent que la politique monétaire a pu répondre aux fluctuations du taux de change. Ceci va dans le sens des résultats obtenus par Calvo et Reinhart (2002) et Eschenhof (2009), ceux-ci ont travaillé respectivement sur les économies émergentes et la zone euro. Plus récemment, de nombreuses études ont traité de ce même sujet en se basant sur une approche dynamique d'équilibre général stochastique. Ces dernières ont abordé la réaction des banques centrales face aux fluctuations du taux de change d'un point de vue structurel. Lubik et Schorfheide (2007) montrent des résultats similaires pour un ensemble de petites économies ouvertes, à savoir, l'Australie, le Canada, la Nouvelle-Zélande et le Royaume-Uni. Les conclusions de leurs estimations bayésiennes relèvent que la politique monétaire du Canada a réagi aux fluctuations du taux de change.

Pour Galí et Monacelli (2005) et Monacelli (2005), les modèles dynamiques d'équilibre général stochastique (DSGE) apparaissent les mieux adaptés à l'analyse des fluctuations du taux de change. Ils mettent l'accent sur le fait que ces modèles permettent, pour les petites économies ouvertes, l'évaluation des politiques monétaires dans un contexte de fluctuation du taux de change. Cette idée corrobore celles de Lubik et Schorfheide (2007), Adolfson et al. (2007), Adolfson et al. (2008), Kam et al. (2009), Justiniano et Preston (2010a), Justiniano et Preston (2010b) et Matheson (2010).

Aussi, est-il crucial d'évaluer la réaction des prix domestiques au taux de change nominal (*pass-through*), vu le rôle important que jouent ses implications pour la conduite de la politique monétaire. Goldberg et Knetter (1996) définissent le *pass-through*, comme étant la variation en pourcentage du prix des produits importés suite à une variation de 1% du taux de change. Le *pass-through* mesure le degré de transmission des fluctuations du taux de change à l'indice des prix à l'importation, sachant que le taux de change se transmet à son tour aux prix à la consommation.

Divers travaux empiriques traitent, pour une économie ouverte, du rapport entre la variation du taux de change et l'inflation. Goldfajn et Werlang (2000) trouvent que le *pass-through* est plus élevé dans les pays en développement. En outre, la dévaluation du taux de change réel est la variable déterminante du *pass-through* pour ces pays, comme le démontrent [Choudhri et Hakura (2001), Gagnon et Ihrig (2004), Faruquee (2004), Ito et Sato (2008)]. Rana et Dowling (1985), analysant neuf pays asiatiques en développement au cours de la période 1973-1979, ont abouti aux résultats que les variations du niveau des prix s'expliquent par l'inflation étrangère et donc par le taux de change. Ces résultats rejoignent ceux de Cooper (1971), et Krugman et Taylor (1978) qui étudient également cette relation.

2.3. Taux de change et politique monétaire

La littérature fait état de plusieurs arguments justifiant l'attachement théorique de la Banque centrale aux évolutions du taux de change. Nul doute que le taux de change affecte aussi bien l'activité économique, par un « effet-compétitivité », que l'inflation, par le mécanisme de « l'inflation importée ». En outre, des effets secondaires, notamment des requêtes de hausses de salaires et des augmentations des taux d'intérêt à long terme, sont susceptibles à se déclencher suite à une dépréciation de la monnaie. Les autorités monétaires ne doivent donc pas négliger les effets des fluctuations du taux de change (Laskar, 2003, Smets, 1997).

Levieuge (2006), soutient qu'en variant les taux directeurs, la politique monétaire influe sur le taux de change, qui est de ce fait, un instrument indirect pour les autorités monétaires. Ainsi, le relèvement des taux pour contrer un choc inflationniste s'accompagne en théorie, d'une appréciation de la monnaie nationale permettant la réduction de l'effort initialement nécessaire en termes de taux directeurs. Dans ce sens, Ball (1999b), ajoute que seul le taux d'intérêt de court terme ne constitue pas un instrument suffisant de politique monétaire en

économie ouverte. Le taux de change importe pour juger de l'orientation globale de la politique monétaire.

2.3.1 La politique monétaire et de change : cas de la Tunisie

La transmission du taux de change nominal aux prix est justifiée par la vision de la politique monétaire en application dans l'économie en question. De ce fait, cette transmission devrait être faible dans les économies marquées par une maîtrise rigoureuse de l'inflation à des niveaux bas et par une fluctuation réduite du taux de change. Dans le cas contraire, cette transmission devrait être plutôt élevée (Taylor, 2000)⁶³. Ces deux cas renvoient respectivement à une politique monétaire restrictive et celle expansionniste.

En Tunisie, la gestion de la politique du taux de change, menée depuis la fin des années quatre-vingt, vise à assurer la stabilité de la valeur réelle du dinar sur un fonds de réalisme et de flexibilité, afin de contribuer efficacement aux performances réalisées par l'économie tunisienne (Tarchi, 2004). Depuis 1986, le régime de change adopté par la Tunisie est un « *flottement géré*⁶⁴ » (Marrakchi Charfi, 2009). La BCT peut toujours intervenir quand elle le juge nécessaire *et* d'une manière discrétionnaire, sur le marché des changes interbancaires en vue d'orienter le cours du dinar.

Entre 1994 et 2000, les autorités tunisiennes ont adopté « *une politique de change visant la stabilité du taux de change effectif réel à travers l'ajustement du taux de change effectif nominal* » (Lajmi et Khadhraoui, 2013). Ainsi, pour assurer la compétitivité des exportations tunisiennes, la BCT a préféré laisser se déprécier le taux de change réel. Cette stratégie vise d'abord à soutenir les entreprises tunisiennes, et à faire face à l'aggravation du déficit courant.

En 2012, face au creusement du déficit courant suite aux périodes révolutionnaires de 2011, la BCT a adopté une politique de change plus flexible⁶⁵ via un nouveau mode d'intervention sur

⁶³ Taylor (2000) souligne que le degré de *pass-through* s'accroît avec le niveau d'inflation. Il montre, en s'appuyant sur le comportement de la firme, que celle-ci, dans un contexte marqué par l'inflation, a d'autant plus tendance à prendre en considération les variations du taux de change afin de les répercuter dans leurs prix. En outre, Taylor (2000) justifie ce comportement des firmes par le fait que celles-ci considèrent que l'augmentation des coûts est persistante, lorsque l'inflation est persistante.

⁶⁴ Le FMI définit le régime de flottement géré comme un régime de flottement dirigé sans annonce préalable de la trajectoire du taux de change, avec le cadre général de la politique monétaire est le ciblage d'agrégat monétaire (Source : IMF, *De facto*).

⁶⁵ Pour le Fonds Monétaire International (FMI), cette flexibilité du taux de change permettra de reconstituer les réserves, d'accroître la compétitivité et de soutenir la politique monétaire. Dans un second temps, une politique de change plus flexible est recommandé par le FMI peut permettre à améliorer le solde courant.

le marché de change. En effet, celle-ci a remplacé le taux de référence calculé par rapport à un panier de devises, par « *le fixing* » calculé par rapport aux taux interbancaires. Cette flexibilité dans la conduite de la politique de change était censée accélérer l'ajustement extérieur et contenir la dégradation des avoirs en devises (Lajmi et Khadhraoui, 2013).

Notons par ailleurs, que depuis les événements de janvier 2011, et malgré l'importance des interventions de la Banque centrale pour répondre aux besoins des opérateurs économiques en matière de liquidités en devises, le taux de change du dinar a continué à se déprécier vis-à-vis des principales devises (figure 3.3). Ceci, à cause de la persistance du déséquilibre entre l'offre et la demande sur ce marché.

En 2016, la pression sur la liquidité bancaire a été relativement importante, et le déficit courant s'est davantage accentué. L'économie tunisienne a traversé ainsi une période de déséquilibre entre l'offre et la demande de devises sur le marché des changes (BCT, 2017). Une intervention accrue de la BCT sur ce marché s'est avérée nécessaire pour amortir le déséquilibre. Toutefois, l'érosion des réserves en devises a continué à s'aggraver exacerbant ainsi les pressions sur le taux de change du dinar et rendant sa gestion de plus en plus difficile. Rappelons qu'en termes de moyennes annuelles, le dinar a perdu tout au long de l'année 2016, 8,6% par rapport au dollar américain et 8,3% par rapport à l'euro.

Le taux d'inflation en Tunisie reste important par rapport à ses pays partenaires. C'est dans ce sens, que l'orientation actuelle de la politique de change en Tunisie, sous la recommandation de l'FMI, tend vers plus de flexibilité du taux de change, malgré la dépréciation continue du dinar⁶⁶.

2.3.2 La politique monétaire et *pass-through* du taux de change

Le *pass-through* mesure l'effet de la variation du taux de change nominal par rapport aux prix à travers les fluctuations des prix des produits importés. Le taux de change influence l'inflation en affectant les prix des biens importés, constituant une composante essentielle de l'indice des prix à la consommation et par là sur le reste des biens domestiques. Comme le souligne Edwards (1989), ce taux affecte indirectement l'inflation domestique par le biais du prix relatif entre les biens domestiques et ceux étrangers modifiant ainsi la demande globale de l'économie. Campa et Goldberg (2006) ont analysé l'effet de la variation du taux de

⁶⁶ En 2018, le dinar tunisien poursuit son dépréciation, il a perdu 16.7% de sa valeur par rapport à l'euro et 41% par rapport au dollar américain (BCT, 2018).

change sur les prix de façon générale et, sur ceux des biens importés en particulier. Ces auteurs notent que lorsqu'une économie est ouverte au commerce extérieur, toute variation importante des prix des biens importés entraîne de manière proportionnelle celle du niveau de l'inflation⁶⁷.

2.4 Le Modèle

Dans ce chapitre on va se baser sur un DSGE d'une petite économie ouverte. Le modèle est inspiré des travaux de Monacelli (2005), Gali et Monacelli (2005), Woodford (2003), Cho et Moreno (2006) et Lubik et Shorfheide (2007a). Il sera estimé sur des données tunisiennes afin d'évaluer les effets de la politique monétaire en Tunisie face à la transmission des variations des prix à l'importation (*pass-through*).

Le modèle introduit l'hypothèse du *pass-through* incomplet sur les prix à l'importation, comme dans Monacelli (2005). En outre, nous supposons que la taille de la petite économie ouverte (la Tunisie) est négligeable par rapport à celle du reste du monde (zone euro). Cette hypothèse nous permet de traiter cette dernière (zone euro) comme une économie fermée qui n'est pas soumise aux variations des chocs de la petite économie ouverte. En plus, cette hypothèse signifie qu'on a affaire à deux pays asymétriques (Gali et Monacelli, 2002).

Quatre agents économiques sont présents dans le modèle : les ménages, les entreprises domestiques, les entreprises importatrices et une autorité monétaire. Les entreprises domestiques et les entreprises importatrices sont en concurrence monopolistique sur le marché de biens. Ainsi, celles-ci fixent leurs prix à la Calvo (1983). L'introduction d'une rigidité nominale sur les prix des biens importés permet d'analyser l'impact d'une transmission incomplète des variations du taux de change sur les effets de la politique monétaire.

2.4.1 Économie domestique

2.4.1.1 Ménages

Il existe dans cette économie, un continuum de ménages à durée de vie infinie. Chaque ménage cherche à maximiser son utilité intertemporelle :

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t (C_t, N_t) \quad (1)$$

⁶⁷ L'ampleur du *pass-through* peut être affectée par différents facteurs : le niveau d'inflation (Taylor, 2000), le rapport entre les firmes étrangères et nationales présentes sur le marché domestique (Dornbusch, 1987), le taux de change réel (Goldfajn et Valdes, 1999), le degré d'ouverture d'une économie [McKinnon (1963), Goldfajn et Werlang (2000), Frankel, Parsley et Wei (2005)], et la nature du régime du taux de change adopté (Devereux, 2001).

Avec $\beta \in [0,1]$ est le facteur d'actualisation subjectif ; N_t désigne le nombre des heures de travail et C_t est la consommation composite des produits domestiques et étrangers :

$$C_t \equiv \left[(1 - \gamma)^{\frac{1}{\eta}} C_{D,t}^{\frac{\eta-1}{\eta}} + \gamma^{\frac{1}{\eta}} C_{E,t}^{\frac{\eta-1}{\eta}} \right]^{\frac{\eta}{\eta-1}} \quad (2)$$

Avec $C_{D,t}$ est la consommation de biens domestiques. $C_{E,t}$ est la consommation de biens étrangers. Le paramètre $\eta > 0$ mesure l'élasticité de substitution intertemporelle de consommation entre les produits nationaux et étrangers. Le paramètre $\gamma \in [0,1]$ est le part des biens importés dans la consommation agrégée des ménages. Ainsi, γ représente un indice naturel d'ouverture de l'économie (Monacelli, 2005).

Les indices de consommation des biens domestiques et importés sont définies comme

$$\text{suit: } C_{D,t} \equiv \left(\int_0^1 C_{D,t}(i)^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} di \right)^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}} ; \quad (3)$$

$$C_{E,t} \equiv \left(\int_0^1 C_{E,t}(i)^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} di \right)^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}}, \quad (4)$$

Avec $\varepsilon > 1$ désigne l'élasticité de substitution entre les deux types de biens (i) domestiques et importés. Les indices de prix pour ces biens sont déduits par les équations suivantes :

$$P_{D,t} \equiv \left(\int_0^1 P_{D,t}(i)^{1-\varepsilon} di \right)^{\frac{1}{1-\varepsilon}} ; \quad (5)$$

$$P_{E,t} \equiv \left(\int_0^1 P_{E,t}(i)^{1-\varepsilon} di \right)^{\frac{1}{1-\varepsilon}} \text{ avec } i \in [0,1]$$

En suivant Gali et Monacelli (2005), on suppose que la contrainte budgétaire du ménage est :

$$\int_0^1 [P_{D,t}(i)C_{D,t}(i) + P_{E,t}(i)C_{E,t}(i)] di + E_t \{ Q_{t,t+1} D_{t+1} \} \leq D_t + W_t N_t + T_t \quad (6)$$

Où $P_{D,t}(i)$ et $P_{E,t}(i)$, désignent respectivement les prix des biens domestiques et étrangers. $Q_{t,t+1}$ est un facteur d'actualisation stochastique qui représente un taux d'intérêt variable pour les gains nominaux sur la détention d'une obligation durant une durée définie. D_{t+1} est le profit nominal versé au ménage en période $t + 1$ suite à la détention du portefeuille d'actifs détenu à la période t . En d'autres termes, D_{t+1} est un actif financier unique qui génère un taux de profit sans risque (obligation à un an).

Dans le modèle, les ménages sont supposés être les propriétaires des entreprises, ainsi, les bénéfices des entreprises seront des ressources pour les ménages. W_t est le salaire nominal et

T_t est un taxe forfaitaire versé à l'État. Toutes les variables sont exprimées en unités de monnaie nationale.

L'indice global des prix P_t , est représenté par l'indice des prix des biens domestiques et importés exprimés en monnaie nationale.

$$P_t \equiv [(1 - \gamma)P_{D,t}^{1-\eta} + \gamma P_{E,t}^{1-\eta}]^{\frac{1}{1-\eta}} \quad (6)$$

Afin de définir les demandes de biens nationaux et étrangers dans chaque catégorie de biens, les ménages doivent résoudre le problème de la minimisation des dépenses sous la contrainte de l'indice de consommation globale. Ce problème d'optimisation est résolu en minimisant les dépenses de chaque catégorie de biens soumis à la fonction de production de forme CES (*Constant Elasticity of Substitution*) en utilisant la définition des indices de prix pour les biens nationaux et importés respectivement comme suit :

$$\min \rightarrow \int_0^1 P_{D,t}(i)C_{D,t}(i)di; \text{ sous contrainte de } C_{D,t} \equiv \left(\int_0^1 C_{D,t}(i)^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} di \right)^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}} \quad (7)$$

$$\min \rightarrow \int_0^1 P_{E,t}(i)C_{E,t}(i)di; \text{ sous contrainte de } C_{E,t} \equiv \left(\int_0^1 C_{E,t}(i)^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} di \right)^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}} \quad (8)$$

À la suite de l'optimisation, l'allocation optimale de la minimisation des coûts génère les fonctions de demande pour les biens nationaux $C_{D,t}(i)$ et étrangers $C_{E,t}(i)$:

$$C_{D,t}(i) = \left[\frac{P_{D,t}(i)}{P_{D,t}} \right]^{-\varepsilon} C_{D,t}; \quad C_{E,t}(i) = \left[\frac{P_{E,t}(i)}{P_{E,t}} \right]^{-\varepsilon} C_{E,t} \quad (9)$$

En combinant les conditions d'optimalité (7) et (8) à l'équation (9) avec les définitions des indices des prix pour les produits nationaux, $P_{D,t}$, et étrangers, $P_{E,t}$, on obtient :

$$\int_0^1 [P_{D,t}(i)C_{D,t}(i) + P_{E,t}(i)C_{E,t}(i)]di = P_{D,t}C_{D,t} + P_{E,t}C_{E,t} \quad (10)$$

En minimisant le coût de consommation totale sous la contrainte de l'indice de consommation composite, la répartition optimale des dépenses entre les produits nationaux et étrangers on obtient les fonctions de demande pour les produits nationaux et étrangers comme suit :

$$C_{D,t} = (1 - \gamma) \left[\frac{P_{D,t}}{P_t} \right]^{-\eta} C_t; \quad C_{E,t} = \gamma \left[\frac{P_{E,t}}{P_t} \right]^{-\eta} C_t \quad (11)$$

On peut déduire de l'équation (10) que les dépenses de la consommation totale sont $P_{D,t}C_{D,t} + P_{E,t}C_{E,t} = P_t C_t$, et en les combinant avec les conditions optimales ci-dessus, la contrainte budgétaire intertemporelle s'écrit dès lors comme suit :

$$P_t C_t + E_t \{Q_{t,t+1} D_{t+1}\} \leq D_t + W_t N_t + T_t \quad (12)$$

Comme dans Gali et Monacelli (2005), on suppose dans ce qui suit, que la fonction d'utilité

$$\text{du ménage est de la forme : } U(C, N) \equiv \frac{C^{1-\sigma}}{1-\sigma} - \frac{N^{1+\varphi}}{1+\varphi} \quad (13)$$

avec σ est l'inverse de l'élasticité intertemporelle de la consommation et φ est l'inverse de l'élasticité d'offre de travail.

Pour définir les conditions optimales de consommation et d'offre de travail, les ménages doivent résoudre le problème de la maximisation de l'utilité. Le problème est résolu en maximisant l'utilité (équation (1)) sous la contrainte budgétaire intertemporelle (l'équation (2)). Ensuite, nous pouvons réécrire les conditions de premier ordre de l'optimisation du ménage comme suit :

$$\frac{W_t}{P_t} = C_t^\sigma N_t^\varphi \quad (14)$$

L'équation (14) représente l'offre optimale de travail, et W_t est le salaire nominal.

$$1 = \beta R_t E_t \left\{ \left[\frac{C_{t+1}}{C_t} \right]^{-\sigma} \left[\frac{P_{t+1}}{P_t} \right]^{-1} \right\} \quad (15)$$

L'équation (15) est la condition optimale intertemporelle qui représente l'équation d'Euler.

$R_t = \frac{1}{E_t \{Q_{t,t+1}\}}$ est le rendement brut d'une obligation à escompte à une période sans risque remboursant une unité de monnaie nationale en $t + 1$, et $E_t \{Q_{t,t+1}\}$ étant son prix.

Les équations (14) et (15) peuvent être réécrites sous la forme log linéarisée comme suit :

$$w_t - p_t = \sigma c_t + \varphi n_t \quad (16)$$

$$c_t = E_t \{c_{t+1}\} - \frac{1}{\sigma} [r_t - E_t \{\pi_{t+1}\}] \quad (17)$$

Avec w_t est le salaire réel, n_t sont les heures de travail, r_t est le log du taux d'intérêt nominal et π_t est l'indice des prix à la consommation (IPC)⁶⁸, tel que :

$$(\pi_t \equiv p_{t+1} - p_t; \text{ avec } P_t = \log P_t)$$

Les deux équations (14) et (15) conduisent à la forme simple de la Parité des Taux d'Intérêts

$$\text{Non Couverte (Sangaré, 2016) : } i_t - i_t^* = E_t \{\Delta e_{i,t+1}\}$$

⁶⁸ Dans le reste du monde, un ménage représentatif doit résoudre le même problème que le ménage domestique. Ainsi, la décision optimale est la même que celle déterminée pour ce dernier.

4.1.2. Relation entre *pass-through* et Indice des Prix à la Consommation

Afin de définir les relations entre le *pass-through* du taux de change, La Parité de Pouvoir d'Achat (PPA), et les écarts par rapport à la Loi du Prix Unique (LPU), les expressions de l'Indice des Prix à la Consommation (IPC) et des Termes De l'Échange (TDE) doivent être bien définies :

- **Rôle des Termes De l'Échange (TDE) :**

Soit (S_t) l'indice des Termes De l'Échange entre les deux économies, domestique et étrangère⁶⁹, donné par le rapport entre le prix d'un bien exporté et son prix d'importation. Elle s'écrit ainsi comme suit :

$$S_t \equiv \frac{P_{E,t}}{P_{D,t}} \quad (18)$$

On suppose comme dans Monacelli (2005) que (S_t) est valable indépendamment du degré du *pass-through*. On aura ainsi la forme log-linéarisé de la TDE qui représente le prix relatif des importations en monnaie nationale est comme suit :

$$s_t \equiv p_{E,t} - p_{D,t} \quad (19)$$

D'après l'équation (6), la forme en log-linéarisé l'indice des Prix à la Consommation (IPC) est donné par la relation suivante :

$$p_t = (1 - \gamma)p_{D,t} + \gamma p_{E,t} \quad (20)$$

- **Rapport entre TDE, inflation et Indice des Prix à la Consommation (IPC) :**

En combinant les équations (6) et (20) sous leurs formes log-linéarisés, on trouve la relation entre l'inflation et les termes de l'échange :

$$\begin{aligned} \pi_t &= p_t - p_{t-1} \\ &= (1 - \gamma)\pi_{D,t} + \gamma\pi_{E,t} \\ &= p_{D,t} - p_{D,t-1} + \gamma(s_t - s_{t-1}) \\ &= \pi_{D,t} + \gamma\Delta s_t \end{aligned} \quad (21)$$

Avec, $\gamma\Delta s_t$ est l'écart entre l'IPC et l'inflation domestique. Cela implique que l'écart entre les deux inflations dépend de l'indice d'ouverture γ , et du pourcentage de variation du TDE (Δs_t).

⁶⁹ « Les termes de l'échange sont définis, comme dans Monacelli (2005), par le rapport entre les prix des biens importés sur le marché domestique et les prix des biens domestiques sur le même marché », cité par Sangaré (2016).

Pour le cas de l'économie étrangère, son inflation intérieure est égale à l'inflation mesurée par son IPC. Ceci est d'après l'hypothèse fixée au début de chapitre, qui considère que le reste du monde se caractérise par une économie fermée dans le modèle. Cela signifie que $p_t^* = p_{E,t}^*$ et $\pi_t^* = \pi_{E,t}^*$, pour tout le reste du modèle⁷⁰.

- **Écart par rapport à la Loi du Prix Unique (LPU) :**

La log-linéarisation de l'équation (6), représentant l'indice des prix à la consommation, donne la relation entre le taux d'inflation globale π_t , l'inflation domestique $\pi_{D,t}$ et l'inflation importée $\pi_{E,t}$. On aura ainsi :

$$\pi_t = (1 - \gamma)\pi_{D,t} + \gamma\pi_{E,t} \quad (22)$$

On suppose que le *pass-through* est incomplet dans notre modèle. Ainsi, la LPU est non vérifié (Monacelli, 2005). Ceci signifie que le prix de tout produit importé sur le marché de la petite économie ouverte n'est pas égal au prix du bien identique sur le marché mondial en termes de monnaie nationale. En d'autres termes, l'économie est identifiée par l'écart entre le prix mondial et le prix des importations en monnaie nationale, comme suit :

$$P_{E,t} \neq \varepsilon_t P_t^*$$

Où ε_t est le taux de change nominal, P_t^* est le prix du pays étranger dans les termes de sa propre monnaie. A partir de l'expression ci-dessus, la LPU n'est pas vérifié. Dans ce cas, les écarts des prix s'appellent les déviations par rapport à LPU et sont notés comme suit :

$$\psi_{E,t} = \frac{\varepsilon_t P_t^*}{P_{E,t}} \quad (23)$$

La LPU gap sous la forme logarithmique est ainsi :

$$\psi_{E,t} = (e_t + p_t^*) - p_{E,t} \quad (24)$$

Où $\psi_{E,t}$ mesure l'écart de la loi du prix unique (LPU) (*law-of-one-price gap (l.o.p gap)*). Afin de montrer l'incidence de l'écart de la LPU, il est nécessaire de définir la relation entre les TDE, le taux de change réel et l'écart de la LPU. Cette relation sera déduite par la combinaison des équations (16), (17), (18) et (19) sous leurs formes log-linéarisés.

Le taux de change réel est donné par : $Q_t = \frac{\varepsilon_t P_t^*}{P_t}$ avec sa forme logliniarisé est :

$$q_t = e_t + p_t^* - p_t. \quad (25)$$

⁷⁰ Les variables représentant le reste du monde sont désignées par un astérisque.

Avec e_t est le taux de change nominal (Nominal Effective Exchange Rate, NEER)

En combinant les expressions de TDE et de LPU gap, le taux de change réel sous la version log-linéarisé s'écrit comme suit :

$$q_t = e_t + p_t^* - p_t$$

$$q_t = s_t + p_{D,t} + \psi_{E,t} - p_t \quad (26)$$

$$q_t = s_t - \gamma s_t + \psi_{E,t} = -\psi_{E,t} + (1 - \gamma)s_t$$

L'équation (20) inclut deux sources de déviation par rapport à la Parité de Pouvoir d'Achat (PPA) agrégée dans ce cadre. La première est $(1 - \gamma)s_t$, lié à l'hétérogénéité des paniers de consommation entre la petite économie et le reste du monde tant que $\gamma < 1$. La deuxième source d'écart par rapport au PPA est due à l'écart de la LPU. Ainsi, lorsque le *pass-through* est incomplet, l'écart de LPU contribue à la variabilité du taux de change réel. En outre, le rôle du terme $\psi_{E,t}$ provient de la détermination de la dynamique de l'inflation des importations (Gali et Monacelli, 2005).

2.4.1.2 Firmes

Il existe sur le marché domestique un continuum des entreprises indexées par $i \in [0,1]$. Chaque entreprise produit un bien différencié. Ainsi, les entreprises sont en concurrence monopolistiques. Celles-ci, utilisent une technologie à rendement d'échelle constant (technologie linéaire) représentée par la fonction de production suivante :

$$Y_t(i) = Z_t N_t(i) \quad (27)$$

Où $z_t = \log Z_t$ - (log productivité du travail). La productivité domestique est supposée suivre un simple processus autorégressif stochastique :

$$z_t = \rho z_{t-1} + \varepsilon_{z,t} \quad (28)$$

Où $0 \leq \rho \leq 1$ est le paramètre de persistance et, $\varepsilon_{z,t}$ est un choc aléatoire indépendant et identiquement distribué (i.i.d). La fonction de production (27) sous la forme logarithmique peut s'écrire comme suit : $y_t(i) = z_t + n_t(i)$ (29)

Dans le reste du monde, les entreprises sont supposées disposer d'une technologie identique avec une productivité suivant un processus exogène $z_t^* = \rho z_t^* + \varepsilon_{z^*,t}^*$, avec $\varepsilon_{z^*,t}^*$ est un processus AR (1) éventuellement corrélé avec $\varepsilon_{z,t}$. Ainsi, la fonction de production agrégée est identique à celle de l'équation (28).

Les entreprises cherchent à minimiser leur coût total de production (le salaire et le cout marginal réel). La minimisation des coûts sous la forme logarithmique :

$$mc_t^r = (w_t - p_{H,t}) - z_t \quad (30)$$

Où mc_t^r désigne le coût marginal réel (sous la forme logarithmique).

Dans le modèle, les firmes domestiques sont supposées réinitialiser leurs prix à la Calvo. En effet, chaque firme établit des nouveaux prix avec une probabilité de $(1 - \theta_D^k)$ pour une période donnée, et le prix reste fixé du moment t jusqu'au moment $t + k$. Par conséquent, une partie des producteurs $(1 - \theta_D)$ modifie leurs prix, tandis que la partie restante (θ_D) , maintient leurs prix inchangés. Une firme qui ré-optimise de nouveau son prix au cours de la période, t , doit définir le nouveau prix optimal, $P_{D,t}^N$. La production des firmes est contrainte par la somme de la demande intérieure et étrangère. Le prix à l'exportation du produit national, $P_D^*(i)$, est supposé être flexible et déterminé par la durée de vie du produit. Le problème de fixation optimale des prix est défini comme suit :

$$\max_{P_{D,t}^N} \rightarrow \sum_{k=0}^{\infty} \theta^k E_t \{ Q_{t,t+k} [Y_{t+k/t}(i) (P_{D,t}^N - MC_{t+k}^n)] \} \quad (31)$$

$$\text{s.c : } Y_{t+k}(i) = C_{D,t+k}(i) + C_{D,t+k}^*(i)$$

Après avoir pris la condition de premier ordre et la linéarisation logarithmique, l'équation log-linéaire des prix intérieurs optimaux nouvellement fixés est donnée par :

$$p_{D,t}^N = (1 - \theta_D \beta) \sum_{k=0}^{\infty} (\theta_D \beta)^k E_t \{ p_{D,t+k} + mc_{t+k}^r \} \quad (32)$$

Où $p_{D,t}^N$ est le (Logarithme) des prix nouvellement établis. Les entreprises du reste du monde sont confrontées au même problème de fixation des prix. Par conséquent, la technologie de fixation des prix est identique à celle des entreprises nationales. L'indice de prix global intérieur est de la forme suivante :

$$P_{D,t} = \left[\theta_D P_{D,t}^{1-\varepsilon} + (1 - \theta_D) (p_{D,t}^N)^{1-\varepsilon} \right]^{\frac{1}{1-\varepsilon}} \quad (33)$$

En utilisant l'équation logarithmique (24) et en la combinant avec l'équation (23), une courbe de Phillips prospective typique est déterminée par :

$$\pi_{D,t} = \beta E_t \{ \pi_{D,t+1} \} + \lambda_D mc_t^r \quad (34)$$

Où $\lambda_D = \frac{(1-\theta_D)(1-\theta_D\beta)}{\theta_D}$, et $\widehat{mc}_t^r = mc_t^r + \mu$ désigne les écarts de coût marginal réel (log) par rapport à son état stationnaire ($-\mu$). Dans notre modèle, μ est supposé être égal à zéro et donc $\widehat{mc}_t^r = mc_t^r$. Le taux d'inflation interne attendu, $E_t\{\pi_{D,t+1}\}$, affecte l'inflation intérieure actuelle. Cela implique que les prévisions concernant l'inflation future contribuent davantage à l'inflation d'aujourd'hui qu'à l'inflation passée (Clarida et al. 1999). Dans le cas de la Tunisie, on a montré dans le premier chapitre que la BCT prenait une décision plutôt prospective, en raison du contexte inflationniste élevé.

2.4.1.3 Relation entre *Pass-through* et prix à l'importation

Cette section discute de la dynamique de la politique des prix à l'importation à la Monacelli (2005). Nous supposons qu'il existe sur le marché intérieur, les importateurs domestiques qui importent des biens différenciés achetés en monnaie étrangère pour lesquels la LPU est vérifiée. Cependant, les importateurs fixent les prix des produits importés en monnaie nationale. Cela crée l'écart de la LPU à court terme, tandis que le *pass-through* n'est complet qu'à long terme. Cela implique que la LPU est valable aussi à long terme (Monacelli, 2005).

Le détaillant domestique importe un bien (j)⁷¹ à un coût $\varepsilon_t P_{E,t}^*(j)$. Ce coût est le prix payé sur le marché mondial avec ε_t est le niveau du taux de change nominal. Si les détaillants sont confrontés à une demande en baisse de biens importés, ils peuvent modifier leurs prix vers un nouveau prix ($P_{E,t}^N(j)$) selon une probabilité de $(1 - \theta_E^k)$ pour une période donnée (t) et qui reste valable jusqu'à la période ($t + k$). Cependant, la partie restante (θ_E) des détaillants maintient leurs prix inchangés. Le nouveau prix t , $P_{E,t}^N(j)$ est exprimé en monnaie nationale et permet d'optimiser le profit actuel des importateurs. Le problème de fixation optimale des nouveaux prix est défini comme suit :

$$\begin{aligned} \max_{P_{E,t}^N} & \rightarrow E_t \left\{ \sum_{k=0}^{\infty} \beta^k \Lambda_{t,t+k} \theta_E^k (P_{E,t}^N(j) - \varepsilon_{t+k} P_{E,t+k}^*(j)) C_{E,t+k}(j) \right\} \\ \text{s.c : } & C_{E,t+k}(j) = \left(\frac{P_{E,t}^N(j)}{P_{E,t+k}} \right)^{-\varepsilon} \times C_{E,t+k}(i) \end{aligned} \quad (35)$$

Où $P_{E,t}^*(j)$ désigne le prix du bien importé en monnaie étrangère, θ_E^k est la probabilité que le nouveau prix, $P_{E,t}^N(j)$ fixé au moment (t) pour le bien (j) reste valable jusqu'à la période ($t+k$). $\beta^k \Lambda_{t,t+k}$ est un facteur d'actualisation stochastique. θ_D est le degré de rigidité des prix

⁷¹ Les importations seront limitées par la demande de ces produits importés sur le marché domestique.

domestiques et θ_E est le degré de rigidité des prix à l'importation (avec $\theta_D \neq \theta_E$). Ainsi, la le prix d'importation nouvellement défini est donné par :

$$P_{E,t}^{new}(j) = \frac{\varepsilon}{\varepsilon-1} \times \frac{E_t \left\{ \sum_{k=0}^{\infty} \beta^k \Lambda_{t,t+k} \theta_E^k \left(\varepsilon_{t+k} P_{F,t+k}^*(j) C_{E,t+k}(j) \right) \right\}}{E_t \left\{ \sum_{k=0}^{\infty} \beta^k \Lambda_{t,t+k} \theta_E^k C_{E,t+k}(j) \right\}} \quad (36)$$

Après avoir appliquer les logarithmes de l'équation (36) et utilisé une approximation de Taylor du premier ordre autour de l'état stationnaire, la forme log-linéarisé de l'équation (36) donne :

$$P_{E,t}^{new}(j) = (1 - \theta_E \beta) E_t \left\{ \sum_{k=0}^{\infty} (\theta_E \beta)^k (\psi_{E,t+k} + p_{E,t+k}) \right\} \quad (37)$$

On définit l'indice des prix des biens importés ($P_{E,t}$) afin d'obtenir la dynamique des prix à l'importation :

$$P_{E,t} \equiv \left[\theta_E P_{E,t-1}^{1-\varepsilon} + (1 - \theta_E) (P_{E,t}^{new})^{1-\varepsilon} \right]^{\frac{1}{1-\varepsilon}} \quad (38)$$

En utilisant l'équation de log-linéarisation (33) et en combinant avec l'équation (32), une courbe globale de l'offre pour les biens importés est définie comme suit :

$$\pi_{E,t} = \beta E_t \{ \pi_{E,t+1} \} + \lambda_E \psi_{E,t} \quad \text{Tel que} \quad \lambda_E = \frac{(1-\theta_E)(1-\theta_E\beta)}{\theta_E} \quad (39)$$

Avec $\pi_{E,t}$ est l'inflation importé exprimée en monnaie nationale et qui représente la Courbe de Phillips Néokeynésienne *forward-looking*. Le pourcentage de variation du prix à l'importation dépend des prévisions relatives à l'évolution future du prix à l'importation et à l'écart par rapport à la LPU⁷². En d'autres termes, lorsque le prix mondial des importations dépasse le prix en monnaie locale du même bien, l'inflation importée augmente. Par conséquent, une dépréciation nominale de la monnaie nationale, augmente la différence entre le prix payé par les importateurs sur le marché mondial et le prix en monnaie locale appliqué sur le marché intérieur. Par conséquent, cette différence entraîne une augmentation du coût marginal de l'importateur et, ainsi, une augmentation de l'inflation importée. Cependant, le degré de transmission de l'inflation importée dépend du paramètre (θ_E). Ce paramètre représente le degré de rigidité nominale des prix à l'importation et exprime ainsi un paramètre de contrôle du degré de *pass-through*.

⁷² C'est l'écart entre le prix d'équilibre du producteur étranger et le prix à l'importation pratiqué sur le marché intérieur en monnaie nationale.

L'augmentation de θ_E impliquant une plus grande rigidité nominale aux prix de l'importation conduit à une diminution du *pass-through* du taux de change⁷³. Ainsi, lorsque la valeur de θ_E est élevée, l'impact d'une dépréciation nominale du taux de change impacte faiblement l'inflation importée. Dans le cas où $\theta_E = 0$, le *pass-through* est complet et l'équation (36) se réduit à une simple équation de LPU, $p_{E,t} = e_t + p_t^*$.

L'équation (39) peut être réécrite comme suit :

$$\pi_{E,t} = E_t \left\{ \sum_{k=0}^{\infty} \beta^k \lambda_E \psi_{E,t+k} \right\} \quad (40)$$

Ce qui montre que l'inflation des prix à l'importation est fonction des écarts actuels et prévus par rapport au LPU. En d'autres termes, la dynamique actuelle de l'inflation importée dépend de l'écart actuel et anticipé de la LPU.

2.4.1.4 Coût marginal et inflation

Le coût marginal réel intérieur peut être défini comme suit :

$$\begin{aligned} mc_t^r &= (w_t - p_{D,t}) - z_t \\ &= (w_t - p_t) + \gamma s_t - z_t \\ &= \sigma c_t + \varphi y_t + \gamma s_t - (1 + \varphi) z_t \\ &= \varphi y_t - (1 + \varphi) z_t + \sigma y_t^* + s_t + \psi_{E,t} \end{aligned} \quad (41)$$

Initialement, l'augmentation de la production entraîne une augmentation de la demande de travail (emploi) via la fonction de production, ce qui entraîne l'augmentation du salaire réel. Par conséquent, le coût marginal réel augmente. La technologie nationale a un effet négatif sur le coût marginal réel national par son effet direct sur la productivité du travail. De plus, l'équation montre que les facteurs d'économie ouverte affectent également le coût marginal réel (Monacelli, 2005). Le TDE (s_t) a un effet positif sur le coût marginal réel. Cela signifie qu'une amélioration de TDE (augmentation du prix relatif des importations en monnaie nationale) fait augmenter le coût marginal réel par son effet sur les exportations et, ainsi sur la demande globale.

⁷³ Par conséquent, la rigidité des prix peut être l'une des raisons pour lesquelles la répercussion des fluctuations du taux de change sur les prix domestiques est incomplète (*incomplete pass-through*), et par conséquent la LPU n'est pas respectée [Dornbusch (1987) et Hellerstein (2004)].

2.4.1.5 Détermination de l'Équilibre entre demande agrégée et offre agrégée sur le marché

On suppose qu'à l'équilibre, l'offre globale est égale à la demande globale :

$$Y_t(i) = C_{D,t}(i) + C_{D,t}^*(i) \quad (42)$$

Où $Y_t(i)$ et $C_{D,t}(i)$ indiquent respectivement l'offre et la demande intérieure pour le bien produit dans le pays. $C_{D,t}^*(i)$ est la demande mondiale pour le bien domestique produit dans le pays d'origine. En d'autres termes, la production de biens domestiques i est déterminée par la somme de la demande nationale et étrangère pour les biens produits sur le marché intérieur.

Par conséquent, il faut d'abord remplacer les équations (9) et (11) dans l'équation (31), puis effectuer une agrégation à l'aide de la définition de la production agrégée, $Y_t = \left[\int_0^1 Y_t(i)^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}} di \right]^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}}$, et enfin après avoir réorganisé l'équation de l'offre en

utilisant les définitions de TDE, $S_t = \frac{P_{E,t}}{P_{D,t}} = \frac{\varepsilon_t P_t^*}{P_{D,t}}$, t et le taux de change réel, $Q_t = \frac{\varepsilon_t P_t^*}{P_t}$,

L'équation globale de l'offre est réécrite comme suit:

$$Y_t = \vartheta Y_t^* S_t^\eta \left\{ (1 - \gamma) Q_t^{\frac{1}{\sigma} - \eta} + \gamma \right\} \quad (43)$$

La forme log-linéarisé de l'équation (39) s'écrit comme suit :

$$y_t - y_t^* = \frac{1}{\sigma} [\omega_s S_t + \omega_\psi \psi_{E,t}] \quad (44)$$

L'équation (44) montre une relation proportionnelle entre la production intérieure et la production étrangère.

Avec, $\omega_s \equiv 1 + \gamma(2 - \gamma)(\sigma\eta - 1) > 0$ est l'élasticité de la production relative par rapport à TDE et $\omega_\psi \equiv 1 + \gamma(\sigma\eta - 1) > 0$ est l'élasticité de la production relative par rapport au LPU écart, avec $\omega_s \geq \omega_\psi$.

Afin d'introduire une rigidité nominale sur les produits importés, on suppose, comme dans Monacelli (2005), que sur le marché international, les détaillants facturent leurs achats des biens finaux étrangers en monnaie nationale. Cette opération provoque la déviation par rapport à la LPU. On suppose en plus que tous les importateurs ont le pouvoir de fixer leurs prix à la calvo (1983). Comme l'avance Sangaré (2016), la rigidité des prix « donne un rôle à la politique monétaire ».

En substituant les équations (39) et (45) de la dynamique de l'inflation des prix intérieurs et à l'importation à l'équation (21) de l'inflation IPC, on peut obtenir l'expression d'une courbe d'offre globale :

$$\pi_t = \beta E_t\{\pi_{t+1}\} + k_y^c \tilde{y}_t + k_\psi^c \psi_{E,t} \quad (45)$$

Avec $k_y^c \equiv (1 - \gamma)k_y$ et $k_\psi^c \equiv (1 - \gamma)k_\psi + \gamma\lambda_E$. L'inflation IPC caractérise la représentation prospective de la courbe de Phillips, ainsi que l'inflation domestique. L'équation (45) montre que pour un écart de production donné, une augmentation de l'écart de LPU entraîne une hausse de l'IPC l'inflation. Par conséquent, pour stabiliser complètement l'inflation, il faut que l'écart de production se réduise. De plus, une différence avec l'inflation intérieure est que le coefficient est toujours positif, $k_\psi^c = \gamma\lambda_E > 0$ dans le cas de $\sigma = \eta = 1$. Cela signifie que l'écart est encore négatif pour l'IPC, même dans le cas particulier de $\sigma = \eta = 1$ (Pour l'inflation mesurée par l'IPC : en cas de $\sigma = \eta = 1 \rightarrow k_\psi^c = \gamma\lambda_E > 0 \rightarrow$ Les écarts par rapport au niveau de vie continuent d'affecter l'inflation par rapport à l'IPC (contrairement à l'inflation par les producteurs) ; Pour l'inflation intérieure : si $\sigma = \eta = 1 \rightarrow k_\psi^c = 0$). Cette caractéristique sera importante ci-dessous pour constituer en outre un compromis entre la stabilisation de l'écart de production et l'inflation mesurée par l'indice des prix à la consommation (IPC).

En utilisant l'équation (33), la condition de compensation du marché peut être réécrite comme suit :

$$y_t = \left(\frac{w_s}{1-\gamma}\right) c_t + \left(1 - \frac{w_s}{1-\gamma}\right) c_t^* - \left(\frac{\gamma\eta}{1-\gamma}\right) \psi_{E,t} \quad (46)$$

Ensuite, en substituant l'équation (46) à l'équation d'Euler (15) et en utilisant la définition de l'écart de production et l'équation (17) de l'inflation IPC, nous pouvons obtenir l'équation de la demande globale suivante :

$$\tilde{y}_t = E_t\{\tilde{y}_{t+1}\} - \frac{w_s}{\sigma} (i_t - E_t\{\pi_{D,t+1}\} - \bar{r}_t^n) + \Gamma_y E_t\{\Delta\psi_{E,t+1}\} \quad (47)$$

Avec $\Gamma_y = \frac{\gamma(1-\gamma)(\sigma\eta-1)}{\sigma}$ et $\bar{r}_t^n \equiv \sigma \left(\frac{\varphi(\omega_s-1)}{\sigma+\varphi\omega_s}\right) E_t\{\Delta y_{t+1}^*\} - \left(\frac{\sigma(1-\rho)(1+\varphi)}{\sigma+\varphi\omega_s}\right) z_t$ est le taux d'intérêt réel naturel. C'est ce qu'on appelle l'équation IS Néokeynésienne. L'équation (47) montre que dans le cas où $\sigma\eta > 1$, impliquant $\Gamma_y > 0$, les modifications futures attendues de l'écart LPU ont une influence négative sur les modifications attendues de l'écart de production. Dans le cas de la Tunisie, nous définissons la valeur de ces paramètres sur $\sigma = 6$ et $\eta = 2$. Par conséquent, les modifications espérées de l'écart de LPU peuvent avoir un effet positif sur les variations

prévues de l'écart de production. Cela signifie que si l'on s'attend à ce que le taux de change se déprécie à l'avenir, l'effet de sa dépréciation sur l'écart LPU pourrait entraîner une réduction de l'écart de production.

2.4.1.6 Politique monétaire

Dans cette section nous supposons que la BCT suit une politique du ciblage d'inflation. Le régime de change est supposé dans notre cas, flexible. Toutefois la BCT peut intervenir de temps à autre, sur le marché des changes pour stabiliser le taux de change et ce, en raison de la forte pression sur l'inflation. Aussi, nous supposons que la BCT applique une règle de politique monétaire simple à la Taylor augmenté du taux de change.

Comme déjà mentionné à l'introduction générale de la thèse, la Tunisie tendait depuis 2011, vers une politique de ciblage d'inflation ainsi qu'une flexibilité complète de son taux de change. Dans ce contexte, Leitemo (1999) insiste sur le fait qu'il était avantageux pour une Banque centrale de suivre une règle de taux d'intérêt spécifique au lieu de laisser l'autorité monétaire décider en toute discrétion de la politique d'inflation. Dans ce cas, une règle de Taylor est adoptée avec l'extension du taux de change nominal. La règle monétaire dans notre modèle, illustre les réponses de la Banque centrale qui définit son taux directeur de manière à tenir compte des variations de l'inflation attendue de l'IPC, du taux de change et des variations de la production par rapport à son niveau cible. Ce choix contribue d'une part aux travaux de Jouini et Rebei (2014), qui ont adopté une simple règle de Taylor pour le cas tunisien. D'autre part fait appelle aux faits stylisés de l'économie réelle de la Tunisie. Ce choix se justifie aussi par le fait que l'anticipation de l'inflation est cruciale pour la Banque centrale en raison du retard de la transmission de la politique monétaire sur cette variable (comme déjà montré dans le premier chapitre). De leurs parts, Rudebush et Svensson (1998) constatent que les prévisions d'inflation sont essentielles pour de bonnes règles de politique sous le régime de ciblage d'inflation. Dans ce contexte, la règle de la politique monétaire dans ce modèle s'écrit comme suit :

$$i_t = \rho i_{t-1} + (1 - \rho)(b_\pi \pi_{t+1} + b_y \tilde{y}_t + b_e (e_t - e_{t-1})) + \varepsilon_{i,t} \quad (48)$$

Où i_t est le taux d'intérêt nominal. Les paramètres b_π , b_y , b_e sont les coefficients de réaction de la politique monétaire. π_t est l'inflation mesurée par l'IPC, \tilde{y} est l'écart de production, q_t est le taux de change réel. Cette règle implique que la BCT ajuste le taux d'intérêt nominal en fonction des variations de l'inflation, de l'écart de production et du taux de change réel. En

incluant le taux de change réel dans la règle de la politique monétaire, la Banque centrale peut y réagir rapidement à sa variation.

Nous comparons les effets de la politique monétaire face aux différents degrés du *pass-through* dans la section 2.6.

2.4.2 Économie Étrangère

Dans le modèle actuel, la petite économie ouverte est supposée être négligeable par rapport à l'économie mondiale. Ainsi, le reste du monde est considéré comme une économie fermée. Ceci, implique que $p_t^* = p_{E,t}^*$ et $\pi_t^* = \pi_{E,t}^*$ pour toute période t . Le coût marginal réel d'équilibre est défini comme en économie fermée :

$$mc_t^* = (\sigma + \varphi)y_t^* - (1 + \varphi)z_t^* \quad (49)$$

Cette dernière équation est la version d'économie fermée de l'équation (41). Par conséquent, en imposant $mc_t^* = 0$ (ce qui implique que $\pi_t^* = 0$), le niveau naturel (prix flexible) de la production dans l'économie mondiale est donné par :

$$\overline{y_t^*} = \frac{(1+\varphi)}{(\sigma+\varphi)} z_t^* \quad (50)$$

Avec une flexibilité totale des prix, l'écart de production sera totalement stabilisé, c'est à dire :

$$\widehat{y_t^*} = y_t^* - \overline{y_t^*} = 0 \quad (51)$$

2.5 Calibration et estimation

Les paramètres du modèle DSGE de ce chapitre (voir le tableau 2-3, annexe B) seront estimés par l'approche bayésienne⁷⁴. Cette approche est « *la plus répandue dans la littérature macroéconomique récente* » (Sangaré, 2016). Les résultats de l'estimation sont issus des logiciels Dynare 4.5.6 et Matlab 2019a. Le modèle est identifié avec des séries trimestrielles pour la Tunisie extraites de Datastream, et des bases de données du FMI (toutes les variables du modèle sont décrites dans le tableau 2-2, annexe B). La Zone Euro est considérée comme l'économie étrangère dans notre modélisation. Les données de cette dernière sont issues de l'Eurostat. La période d'observation est étalée sur des fréquences trimestrielles allant du premier trimestre 2000 au quatrième trimestre 2017. Sur cette période, il se dégage les variables suivantes pour la Tunisie : l'inflation, le taux de change effectif nominal (NEER), le

⁷⁴ Voir Smets et Wouters (2003) et Lubik et Schorfheide (2006).

PIB réel, la consommation, l'importation réelle, l'exportation réelle et le taux d'intérêt nominal. Les séries temporelles sont dessaisonnalisées et filtrées à l'aide du filtre One Sided.

2.5.1 Calibration

Nous calibrons quelques paramètres (voir le tableau 2-1) en se référant à la littérature traitant le cas tunisien. Ainsi, nous sommes référés à Jouini et Rebei (2014) et Abdelli et Belhadj (2014, 2015).

Table 2-1. Liste des paramètres calibrés

Paramètres	Définition	Tunisie	Source
β	Facteur d'actualisation	0.985	Jouini et Rebei (2014)
γ	Degré d'ouverture	0,68	Abdelli et Belhadj (2014)
φ	inverse de l'élasticité de substitution intertemporelle de l'offre de travail ⁷⁵	4	Jouini et Rebei (2014)
η	Élasticité de substitution intertemporelle entre les biens de consommation domestiques et importés	1.963	Jouini et Rebei (2014)
θ_D	Paramètres de rigidité des prix des biens domestiques	0.75	Abdelli et Belhadj (2015)
σ_z	The standard deviation of labor productivity shock in home country	0.01	Abdelli et Belhadj (2015)
b_π	Coefficient associé à l'inflation dans la règle de politique monétaire	1.5	Jouini et Rebei (2014)
b_y	Coefficient associé à la production dans la règle de politique monétaire	0.25	Jouini et Rebei (2014)

Le paramètre d'intérêt de ce chapitre est θ_E , qui détermine le degré de transmission du taux de change dans le modèle actuel avec un *pass-through* incomplet. Ce paramètre est choisi sous trois valeurs différentes (0.01, 0.5 et 0.99) afin d'évaluer les différents impacts de transmission des fluctuations du taux de change sur l'économie tunisienne. Le paramètre θ_E est la probabilité que le prix fixé au moment t reste valable au moment $(t + k)$ pour les entreprises importatrices. Lorsque ce paramètre prend une valeur plus élevée, cela signifie que le prix devient plus rigide. Pour l'économie étrangère nous suivons Adolfson et al. (2007b) qui ont estimé θ_E à 0,89 pour l'Europe. Dans ce cas, les producteurs tunisiens auront des prix plus flexibles que les producteurs étrangers et peuvent ainsi les modifier dans un contexte inflationniste relativement élevé (Gali et Monacelli, 2005). Comme dans Abdelli et Belhadj (2014), on calibre la valeur du coefficient d'ouverture, γ , à 0,68. Ce paramètre mesure la part des biens importés dans le panier de consommation. En suivant Jouini et Rebei (2014),

⁷⁵ Ce paramètre est l'inverse de celui du paramètre de préférence d'offre de travail soit égale à 0,25 dans Jouini and Rebei (2014).

le facteur d'escompte, β , est fixé à 0,985. Ce paramètre indique d'une part, que les ménages font preuve d'une plus grande patience face à leur consommation future et d'autre part, il implique un taux d'intérêt réel de 4% à l'état stationnaire⁷⁶ ce qui correspond à l'économie tunisienne. L'élasticité de l'offre de travail dans la fonction d'utilité CES, φ , est choisie égale à 4, ce qui signifie qu'une augmentation de 1% du salaire réel entraîne une augmentation de 4% de l'offre de travail. Il est supérieur à 1 choisi par Jouini et Rebei (2014). L'élasticité de substitution entre les produits nationaux et les produits étrangers, η , est fixée à 1.963. Cette valeur indique dans quelle mesure les ménages nationaux substituent des produits nationaux à des produits importés. Par conséquent, la valeur de paramètre choisie signifie que la demande de bien de consommation importée augmente d'environ 2% lorsque le prix du bien domestique augmente de 1%.

Enfin, nous suivons Jouini et Rebei (2014) pour calibrer les paramètres $b\pi$ et $b\gamma$ de la fonction de réaction de la Banque centrale. Ces coefficients indiquent la réaction de la politique monétaire à l'inflation, la déviation de la production et la variation du taux de change. Les valeurs sont respectivement, 1.5, 0.25 et 0.85, corroborent celles estimées par Bertrand (2017) pour le cas de la RD Congo.

En outre, ces valeurs calibrées indiquent que la BCT réagit plus sévèrement aux pressions inflationnistes et une dépréciation du taux de change qu'à une déviation de la production de son niveau potentiel. Ce qui concorde avec la réalité des faits remarqués en Tunisie, au cours de la période d'étude, notamment après 2011, marquée par un resserrement monétaire, recommandé par le FMI, afin de limiter les pressions inflationnistes.

2.5.2 Estimation

Le choix des densités *a priori* pour les paramètres est considérée comme la première étape de la procédure d'estimation. Le praticien, se réfère à la littérature pour choisir les distributions *a priori*, les moyennes et les écarts types des paramètres.

Les distributions *a priori* sont en lien avec leurs intervalles de définition et leurs signes positifs. Ainsi, pour les paramètres qui doivent avoir une valeur comprise entre [0,1], la distribution bêta est adoptée. Pour les paramètres qui doivent être > 0 , c'est la distribution gamma ou normale qui est choisie. Gamma-inverse est la distribution adoptée pour les chocs.

⁷⁶ À l'état stationnaire, le taux d'intérêt réel est définie comme suit : $r = -\log(\beta) = -\log(0.985) = 0.04 = 4\%$.

Ensuite, le filtre de Kalman sera utilisé pour l'estimation de la fonction de vraisemblance. Enfin, les méthodes de simulation stochastique de Monte Carlo par Chaines de Markov (*Markov Chain Monte Carlo*, MCMC), comme l'algorithme de Metropolis-Hastings (MH), génèrent la distribution *a posteriori* des paramètres. Les paramètres estimés par l'approche bayésienne pour la Tunisie se présentent dans le tableau 2.1. (Voir annexe B).

Globalement, les valeurs des *posteriors* sont proches de celles des *priors*. Ceci indique que les résultats sont satisfaisants et que le modèle reflète bien les données observés (Lajmi et el Khadhraoui, 2013).

La valeur estimée du paramètre de lissage du taux d'intérêt est égale à 0.6884. Cette valeur élevée de l'ajustement graduel du taux d'intérêt indique une rigidité sur le taux d'intérêt due à la réticence de la Banque centrale, durant les périodes passées (t-1), de modifier son taux d'intérêt. Cette politique d'ajustement graduel du taux d'intérêt est recommandée lorsque l'impact d'une modification du taux d'intérêt sur l'économie est incertain (Sack et Wieland, 2000). En outre, on constate que les chocs de la demande étrangère a un aspect plus persistant (2.9479) que les chocs monétaire et technologique (0.4681et 0.3712). Ceci indique que la demande étrangère est déterminante pour la stabilité des prix pour une petite économie ouverte telle que la Tunisie. En effet, une forte baisse de la demande étrangère se traduit par la chute des exportations et la chute des stocks des réserves en devises. Ces pressions baissières sur les réserves de change provoquent la dépréciation de la monnaie nationale et la montée de l'inflation importée⁷⁷.

Il nous revient désormais d'analyser la dynamique du modèle via les réponses impulsionnelles des principaux variables macroéconomiques. Ceci vise à analyser la réponse de l'inflation domestique, l'inflation importée, l'IPC, le taux de change, l'écart de production et le taux d'intérêt nominal, face aux chocs exogènes estimés.

On s'intéresse à deux types de chocs : le choc de politique monétaire et le choc de productivité. En plus, on considère trois degrés différents de *pass-through* du taux de change afin d'analyser les conséquences d'un *pass-through* incomplet par rapport à celui complet pour la politique monétaire dans une petite économie ouverte telle que la Tunisie. C'est l'objet de la section suivante.

⁷⁷ Rappelons que d'après la BCT (2017), un glissement du dinar de 10% sur l'année, génère un supplément d'inflation de 1.5%.

2.6 Analyse de réponses impulsionnelles

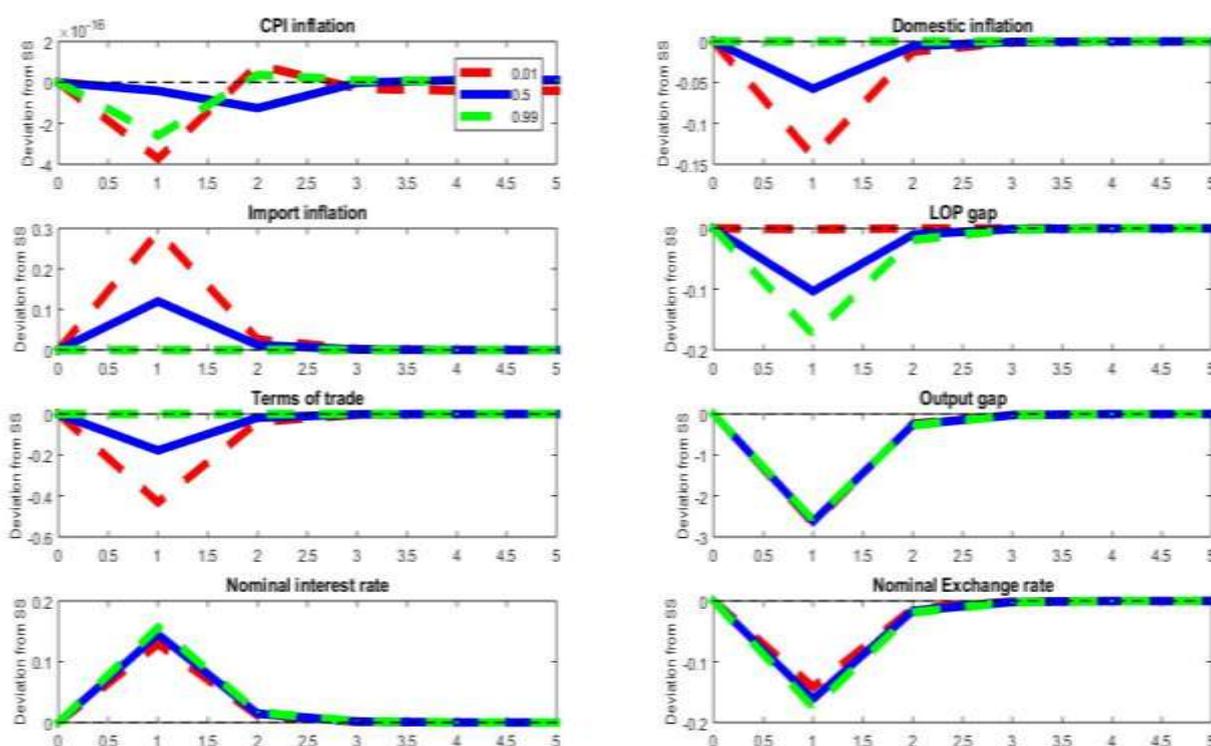
Dans cette section, nous nous basons sur les fonctions des réponses impulsionnelles afin d'analyser l'effet du *pass-through* du taux du change sur l'efficacité de la politique monétaire. Pour ce faire, nous analysons la sensibilité des variables d'intérêt face à des différents degrés de *pass-through* sur l'économie. Ainsi, nous comparons trois modèles de différents types de *pass-through* estimés : le premier impose un *pass-through* incomplet « *incomplete pass-through* » (*Benchmark*) ; le second n'inclut aucun degré de *pass-through* (*null value of pass-through*), et le troisième est un modèle avec un *pass-through* complet (*complete passthrough*).

On suppose que la Banque centrale a augmenté son taux d'intérêt de 0,5 point de pourcentage. Les réponses impulsionnelles illustrent la réaction de l'économie avec différents degrés de *pass-through* face à une telle politique (voir figure 3.4). Globalement nous constatons, que le degré du *pass-through* impacte fortement les réponses des différentes variables de l'économie.

2.6.1 Choc de politique monétaire

Nous analysons dans cette section dans quelle mesure le degré du *pass-through* impacte les effets de la politique monétaire en Tunisie.

Figure 2-2. Réponses impulsionnelles à un choc de politique monétaire



Notes : Les lignes en trait plein (couleur bleue) représentent le modèle de référence avec un *pass-through* incomplet « *incomplete pass-through* » ($\lambda_E=0.5$). Les lignes pointillées de couleur rouge ($\lambda_E \approx 0$), font référence au modèle avec *pass-through* complet « *complete pass-through* » et les lignes pointillées de couleur verte ($\lambda_E \approx 1$), font référence au modèle sans *pass-through* (*null pass-through*). Les réponses impulsionnelles sont exprimées en pourcentage de déviation par rapport à l'état stationnaire. Chaque ligne du graphique reproduit la réponse de chaque variable au choc monétaire. L'axe des abscisses représente l'horizon temporel en trimestre, tandis que l'axe des ordonnées indique les déviations en pourcentage par rapport à l'état stationnaire (augmentation ou contraction).

Comme on peut le constater à partir de la figure 2.2, 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.

De manière inattendue l'appréciation du dinar n'a pas pu améliorer les termes de l'échange via une diminution des prix des importations. On aurait dû s'attendre à ce que l'appréciation de la monnaie nationale à la suite de la contraction monétaire améliore les TDE via une baisse des prix à l'importation, mais dans le cas tunisien, une politique monétaire restrictive, à travers une hausse du taux d'intérêt, provoque *in fine* une détérioration des termes de l'échange. Cette dégradation du TDE provoque une déviation de la loi du prix unique et augmente l'inflation importée, ce qui diminue l'efficacité de la politique monétaire sur la maîtrise de l'inflation.

Si l'on considère que l'économie tunisienne présente l'exemple type d'une économie rigide à l'importation, la détérioration des termes de l'échange provoque inéluctablement l'augmentation du coût des produits intermédiaires importés par les firmes locales, ce qui se répercutera sur leurs coûts de production. Par conséquent, l'investissement diminue ce qui réduit le niveau de production. On voit clairement qu'il est impossible pour les autorités monétaires de stabiliser simultanément l'écart de production et l'inflation. En outre, la préférence pour la stabilité des prix pourrait s'avérer relativement coûteuse, d'autant plus que la baisse de l'inflation qui résulte du choc monétaire est faible dans le contexte d'un *pass-through* incomplet

De plus, la détérioration de l'évolution des termes de l'échange suite à une hausse du taux d'intérêt peut s'expliquer par les rigidités des prix à l'importation et le poids des importations

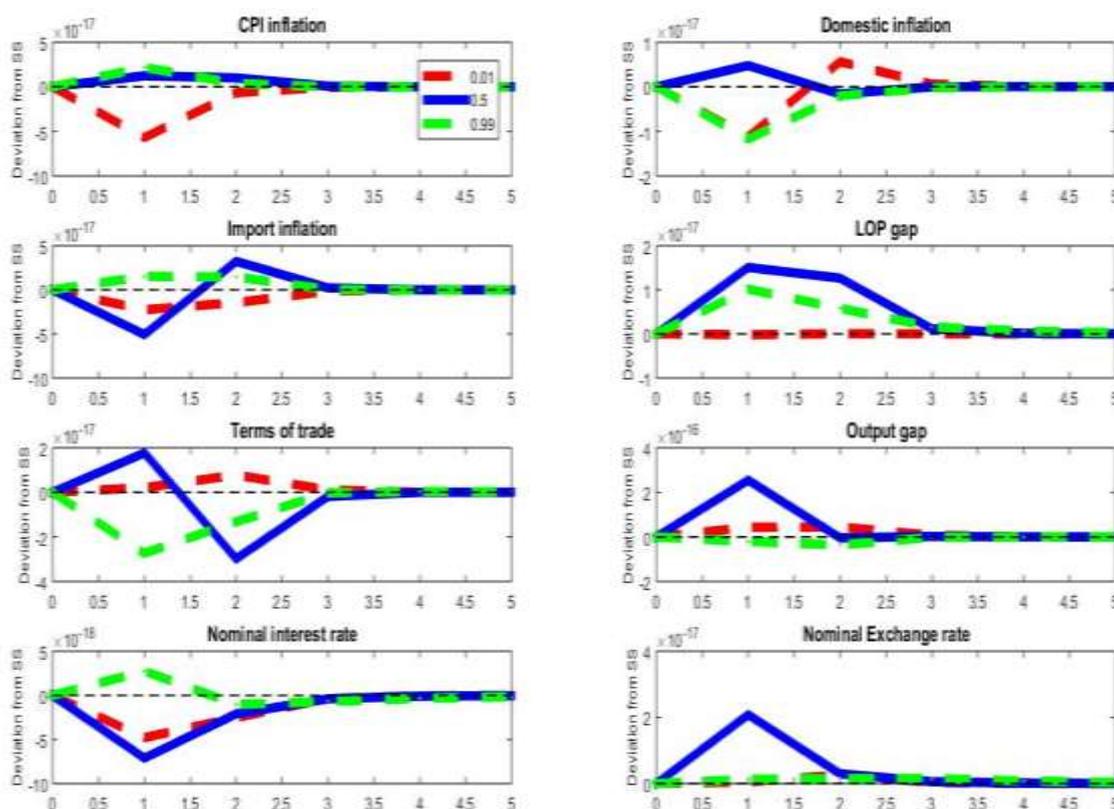
incompressibles dans le total des importations tunisiennes. Ce détournement des termes de l'échange s'avère ainsi un canal supplémentaire de transmission de l'inflation importée vers les prix.

On constate également que le taux de change amplifie les effets négatifs d'un choc monétaire. Cet effet amplificateur augmente avec le degré de *pass-through* du taux de change. Plus ce degré est élevé plus la baisse de l'inflation domestique est faible et plus l'inflation importée est importante.

2.6.2 Choc Technologique

On suppose que la productivité du travail augmente en Tunisie suite à un choc technologique positif. La figure 2.5 illustre la réponse impulsionnelle des principales variables macroéconomiques face à ce choc dans un contexte des différents degrés du *pass-through*. Tout d'abord, on constate qu'une amélioration des conditions de production, fait accroître le niveau de production. Cela conduit à accroître l'écart de production et implicitement à augmenter le coût marginal réel. Le taux d'inflation intérieure tend en conséquence vers la hausse. Par conséquent, les produits nationaux seront moins compétitifs que les produits étrangers.

Figure 2-3. Réponses impulsionnelles à un choc de productivité



Notes : Les lignes en trait plein (couleur bleue) représentent le modèle de référence avec un *pass-through* incomplet « *incomplete pass-through* » ($\lambda_{E=0.5}$). Les lignes pointillées de couleur rouge ($\lambda_{E \approx 0}$), font référence au modèle avec *pass-through* complet « *complete pass-through* » et les lignes pointillées de couleur verte ($\lambda_{E \approx 1}$), font référence au modèle sans *pass-through* (*null pass-through*). Les réponses impulsionnelles sont exprimées en pourcentage de déviation par rapport à l'état stationnaire. Chaque ligne du graphique reproduit la réponse de chaque variable à un choc de productivité. L'axe des abscisses représente l'horizon temporel en trimestre, tandis que l'axe des ordonnées indique les déviations en pourcentage par rapport à l'état stationnaire (augmentation ou contraction).

L'amélioration des TDE en Tunisie entraîne donc une augmentation de la demande d'exportation et une appréciation du taux de change nominal. En outre, même si l'appréciation du taux de change entraîne directement une baisse du prix à l'importation en cas d'un *pass-through* incomplet, l'inflation importée baisse légèrement avec un *complete pass-through*. Cette baisse du prix à l'importation s'explique par la rigidité des prix à l'importation et les fluctuations temporaires du taux de change. La raison en est que la taille du marché est petite et le revenu des ménages est relativement faible. Ainsi, l'inflation mesurée par l'IPC a diminué en raison de la réduction de l'inflation intérieure et de l'inflation importée.

D'ailleurs, la BCT a réagi par la réduction de son taux d'intérêt nominal pour stabiliser l'écart de production. Cependant, cette politique monétaire accommodante a généré une appréciation du taux de change. Nonobstant, l'effet de ces mesures a été limité par la faible transmission du canal du taux d'intérêt de la politique monétaire. Ce résultat vient affirmer les conclusions du premier chapitre en raison de l'inefficacité de la politique monétaire en Tunisie dans un contexte de crise économique (depuis 2011) et des pressions inflationnistes.

En introduisant une transmission incomplète du taux de change, la LPU gap constitue un canal indépendant supplémentaire vers l'inflation via la demande globale et l'offre globale. La baisse du taux d'intérêt nominal laisse prévoir une appréciation persistante du taux de change nominal dans les conditions de la Parité des Intérêts Non Couverte (PINC) et entraîne à son tour une réduction de l'écart futur de LPU (à partir du troisième trimestre). Ce dernier effet est plus faible avec une transmission complète et nul en absence de *pass-through* du taux du change vers les prix domestiques.

L'attente d'une appréciation du taux de change nominal (dans notre cas : la dépréciation de la monnaie nationale contre de la devise) implique que le prix des produits importés sera plus cher dans le futur, de sorte que les ménages ont tendance à diminuer leur consommation importée. En conséquence, l'appréciation attendue du taux de change contribue à réduire

encore l'inflation par la réduction de la demande globale. De ce fait, la BCT doit prendre en considération de ce canal d'écart de demande globale afin d'agir sur l'inflation. Dans ce cas, l'autorité monétaire ne peut procéder qu'en respectant un arbitrage entre la stabilisation de l'écart de production et l'écart de LPU.

2.7 Conclusion

Pour le cas tunisien, l'inflation importée demeure une composante importante de l'inflation globale compte tenue du poids des importations incompressibles dans le total des importations. De plus, étant donné l'importance du « *pass-through* » du prix des biens importés, nous avons cherché dans ce chapitre à analyser les effets des variations du taux de change sur l'inflation et la politique monétaire. De ce fait, nous avons élargi l'analyse du premier chapitre encore davantage en considérant l'interaction entre la politique monétaire et les mouvements du taux de change. Ce chapitre a proposé ainsi, une évaluation des effets d'un *pass-through* pour la politique monétaire dans une petite économie ouverte telle que la Tunisie. Pour ce faire, nous avons choisi un cadre dynamique stochastique d'équilibre général (DSGE) basé sur les travaux de Monacelli (2005) et Gali et Monacelli (2005).

La contribution de ce chapitre se veut originale sur trois points. Le premier, est que nous avons estimé un modèle DSGE d'une petite économie ouverte dont trois degrés différents de *pass-through*. Ceci permet de mieux distinguer les conséquences d'un *pass-through* incomplet par rapport au complet pour la politique monétaire.

Le second, est que nous avons gardé inchangé la fonction de réaction de la Banque centrale pour les trois scénarios de *pass-through* afin de distinguer entre les effets du *pass-through* et les effets de la politique monétaire. Un tel choix est original par rapport aux modèles DSGE habituellement utilisés pour une telle évaluation. Ceux-ci, font souvent fixer le même degré du *pass-through* pour estimer plusieurs règles de politique monétaires comme c'est le cas pour Buyandelger (2014).

Le troisième point qu'on trouve intéressant, est que nous faisons appel à la théorie de la parité du taux d'intérêt non couverte dans notre modélisation. Comme le révèlent Lajmi et Khadhraoui (2013), cette théorie demeure indispensable afin d'évaluer la dynamique du taux de change réel.

Il ressort de ce chapitre plusieurs constats intéressants. D'abord, l'objectif de stabilité des prix par la Banque Centrale de Tunisie n'est pas toujours garanti. En effet, notre analyse montre qu'un resserrement monétaire n'a pas pu baisser l'inflation que d'un pourcentage minime. Ce résultat est en cohérence avec ceux du premier chapitre qui montrent l'inefficacité du canal du taux d'intérêt en Tunisie. Ce canal s'avère pareillement quasi inopérant dans un contexte de *pass-through* incomplet. Il ressort de plus de notre analyse que le taux de change amplifie les effets négatifs d'un choc monétaire. Cet effet amplificateur est positivement corrélé avec le degré du *pass-through*.

De plus, une politique monétaire restrictive engendre à court terme une contraction du niveau d'activité. Il en résulte aussi une dépréciation des termes de l'échange qui se traduit par la chute des exportations (et en conséquence la chute des réserves en devises). Ces pressions baissières sur les réserves de change conjugué avec un écart de la loi du prix unique provoquent la montée de l'inflation importée et accentue les tensions inflationnistes. Ce résultat peut être expliqué par les effets néfastes de la contraction du niveau d'activité et ses répercussions sur le volume d'investissement et d'exportations ainsi que sur les anticipations des agents économiques.

Nos résultats montrent également qu'il est impossible pour les autorités monétaires de stabiliser simultanément l'écart de production et l'inflation. De plus, la préférence pour la stabilité des prix peut s'avérer relativement coûteuse particulièrement dans le contexte d'un *pass-through* incomplet. En effet, le resserrement monétaire en Tunisie, recommandé par le FMI, face à une menace inflationniste très élevée, aide à la baisse d'inflation mais en contre partie, il risque d'étouffer la croissance, vu le déficit courant énorme depuis 2011. Du fait, le resserrement monétaire en Tunisie risque à terme de devenir contre productif.

Enfin, ce deuxième chapitre, qui avait porté sur la politique monétaire en Tunisie face à la volatilité du taux de change, nous a permis de dégager un certain nombre des résultats que la BCT pourrait appliquer dans un pareil contexte. La politique monétaire peut également consister à la recherche indirecte d'une certaine stabilité sur le marché de travail. C'est l'objet du chapitre 3.

Annexes B.

Table 2-1 Estimation des paramètres

		<i>Priors</i>			<i>posterior</i>		
		Distribution	Moyenne	90% HPD interval	Moyenne	Écart type	
Description des paramètres							
φ_z	Autocorrélation de la productivité	Beta	0.085	0.0169	0.186	0.1051	0.05
ρ_r	Paramètre de lissage du taux d'intérêt nominal	Beta	0.7	0.6727	0.7049	0.6884	0.01
ψ_π	Autocorrélation de l'inflation	Gamma	1.5	1.388	1.7125	1.5527	0.1
ψ_y	Autocorrélation de la production	Gamma	0.25	0.7694	1.298	1.0349	0.1
λ_H	Paramètres de rigidité des prix des biens domestiques	Beta	0.75	0.4734	0.6207	0.5469	0.05
λ_F	Paramètres de rigidité des prix des biens importés	Beta	0.75	0.6003	0.7621	0.6787	0.05
ρ_{y^*}	Autocorrélation de la production étrangère	Beta	0.8	0.2581	0.7001	0.4783	0.1
ρ_{π^*}	Autocorrélation de l'inflation étrangère	Beta	0.8	0.8029	0.9307	0.8651	0.1
ρ_{r^*}	Autocorrélation du taux d'intérêt étranger	Beta	0.8	0.9532	0.998	0.9764	0.1
Chocs exogènes							
ε_z	Écart type du choc de productivité	Gamma-Inverse	1	0.5318	0.8158	0.6763	2
ε_{y^*}	Écart type du choc de production étrangère	Gamma-Inverse	1	2.3645	3.5122	2.9479	2
ε_r	Écart type du choc de politique monétaire	Gamma-Inverse	1	0.3743	0.5605	0.4681	2
ε_{π^*}	Écart type du choc d'inflation étrangère	Gamma-Inverse	1	0.3196	0.4226	0.3712	2
ε_{r^*}	Écart type du choc de taux d'intérêt étranger	Gamma-Inverse	1	0.4667	0.6143	0.5412	2

Table 2-2 Description des variables du modèle

Variable	Description
C_t	Consommation
n_t	Offre de travail
π_t	Inflation -IPC
q_t	Taux de change réel
ψ_F	Écart sur la Loi du prix unique
mc_t	Coût marginal
π_H	Inflation domestique
π_F	Inflation importée
S_t	Termes de l'échange
e_t	Taux de change nominal
w_t	Salaire nominal
r_t	Taux d'interet nominal
y_t	Production domestique
$C_{H,t}$	Consommation des biens domestiques
$C_{H,t}^*$	Demande étrangère de biens domestiques (i.e., exports)
$C_{F,t}$	Consumation des biens importés
Δs_t	Variation d'inflation
z_t	Productivité domestique
π_t^*	Inflation étranger
C_t^*	Consommation étrangère
r_t^*	Taux d'intérêt étranger
y_t^*	Production étrangère
p_i_obs	pi_obs
p_{ih_obs}	pih_obs
p_obs	p_obs
q_obs	q_obs
r_obs	r_obs
w_obs	w_obs
p_{star_obs}	pstar_obs
r_{star_obs}	rstar_obs
y_{star_obs}	ystar_obs
y_obs	y_obs
c_h_obs	ch_obs
$chstar_h_obs$	chstar_obs
c_f_obs	cf_obs

Table 2-3 Description des paramètres du modèle

paramètre	Description
ρ_r^*	Coefficient associé au taux d'intérêt étranger
ρ_π^*	Coefficient associé au taux d'inflation étranger
ρ_y^*	Coefficient associé à l'output gap étranger
β	Facteur d'actualisation
σ	Inverse de l'élasticité de substitution intertemporel de la consommation
φ	Inverse de l'élasticité intertemporel d'offre de travail
γ	Indicateur d'ouverture économique (<i>openness index</i>)
θ_H	Paramètre de Calvo pour le prix domestique
θ_F	Parameter de Calvo pour le prix importé (<i>The degree of pass-through</i>)
η	élasticité de substitution entre les biens domestiques et importés
ρ_r	Paramètre de lissage du taux d'intérêt nominal
b_π	Coefficient associé à l'inflation dans la règle de politique monétaire
b_y	Coefficient associé à la production dans la règle de politique monétaire
b_q	Coefficient associé au taux de change dans la règle de politique monétaire
ρ_z	Parameter de persistance

Table2-4 Description des chocs du modèle

Choc	Description
ε_z	choc de productivité
ε_{y^*}	choc de productivité étrangère
ε_r	choc de taux d'intérêt
ε_{π^*}	choc d'inflation étrangère
ε_{r^*}	choc sur le taux d'intérêt étranger

**Chapter 3 . EFFETS DE LA POLITIQUE MONETAIRE DANS UN CONTEXTE
DE RIGIDITÉ SUR LE MARCHÉ DE TRAVAIL**

3.1 Introduction

Dans ce chapitre, nous nous appuyerons, sur un modèle DSGE d'une petite économie ouverte avec rigidité nominale des salaires et en présence d'un taux de chômage élevé sur le marché de travail. Ainsi, nous chercherons à expliquer les différences observées dans la transmission et l'efficacité de la politique monétaire en Tunisie.

La littérature s'est particulièrement focalisée sur les différentes frictions sur le marché de travail, afin d'évaluer les impacts de ces dernières sur le taux de chômage, les salaires et l'inflation (Bodart et al. 2006). Pour Moyen et Sahuc (2005), le fonctionnement du marché de travail influe sur la dynamique des cycles économiques et détermine toutes les décisions de la politique monétaire. En effet, certaines études, comme celle de Faia (2009), ont montré que l'existence de frictions sur le marché de travail, constitue la principale cause de la présence d'un arbitrage entre inflation et chômage à court terme. Cependant, l'hypothèse de la présence de frictions sur le marché de travail a jusqu'alors été rarement introduite dans les modèles néokeynésiens étudiant la conduite de la politique monétaire.

Des économistes tels Moyen et Sahuc (2005), ont étudié, dans le cadre d'un marché de travail non-walrasien, les effets de l'introduction des frictions du marché de travail sur la dynamique de la politique monétaire dans la zone euro. En partant d'un modèle dynamique stochastique d'équilibre général, ceux-ci montrent qu'il existe une relation de complémentarité indispensable entre les frictions du marché de travail (rigidités réelles) et les rigidités nominales, d'une part, et la dynamique des salaires réels d'autre part, est pro-cyclique. En outre, les simulations ont clairement confirmé que les heures travaillées constituent une variable d'ajustement fort sensible. Ceci, corrobore le constat observé par Blanchard et Gali (2010). En se basant sur un modèle néokeynésien, Gali (2010) a insisté sur le fait, les effets des frictions du marché de travail, notamment le chômage et la rigidité des salaires, peuvent agir de manière significative sur la réponse de l'économie aux différents déséquilibres qu'elle subit. Dans un cadre d'équilibre général, Sheen et Wang (2016) ont estimé un modèle DSGE pour l'Australie avec des frictions sur le marché du travail. Leur étude a abouti à la conclusion qu'un modèle avec rigidité des salaires et des coûts d'embauche convient mieux aux données et aux faits saillants australiens. Pour l'économie britannique, Faccini et al. (2011) ont estimé un modèle avec de la rigidité sur les salaires nominaux, pour constater que celle-ci améliore l'ajustement du modèle. Pour la Nouvelle Zélande, Albertini et al. (2012) ont utilisé le même modèle proposé par Gali et Monacelli (2005) avec des frictions de recherche et d'appariement.

Ils concluent que la majorité des variations sur le marché du travail Néo-Zélandais s'explique par les perturbations de ce dernier. Pour le cas américain, Gertler et al. (2008), ont estimé un modèle avec une main-d'œuvre indivisible et coûteuse. Leurs travaux ont abouti que la rigidité nominale des salaires correspond mieux aux données par rapport à la version avec des salaires flexibles. D'un autre volet de la politique économique, Riggi (2010) et Riggi et Tancioni (2010) ont testé empiriquement les effets de la présence de rigidités des salaires réels sur l'emploi et la productivité. Ils constatent une augmentation de l'emploi suite à un choc technologique positif. Leurs résultats controverses à ceux trouvés par des études antérieures [Gali (1999) ; Francis et Ramey (2005) ; Basu et al. (2006)].

Ces constats observés dans les différentes économies plus haut, attestent que le problème de rigidité de marché du travail est un phénomène réel et préoccupant pour une transmission meilleure de la politique monétaire. La Tunisie n'échappe pas à cette réalité des économies. En effet, la présence de la rigidité des salaires pourrait s'expliquer essentiellement par, la présence des syndicats du travail⁷⁸. D'ailleurs, en Tunisie, les politiques salariales de l'État et l'action des syndicats sous forme de politique règlementaire et de négociation collective, sont souvent perçues comme des facteurs de rigidité des salaires et par là même, de distorsions⁷⁹.

Une étude récente réalisée en 2017 par l'Institut Tunisien de la Compétitivité et des Études Quantitatives (ITCEQ), montre que l'augmentation du salaire moyen, sous pressions des syndicats du travail, a suivi un rythme annuel constant de 8.1% entre 2011 et 2017. Ainsi, il y a tout lieu de constater une hausse de la masse salariale depuis 2011, alors que la productivité n'a cessé de baisser. Depuis 2010, la rémunération des salariés a augmenté en moyenne, de 7,7% annuellement contre 6,6% d'augmentation du PIB nominal (Figure 3.1). Ceci s'observe tant et si bien que, la masse salariale est passée de 39,8% du PIB en 2010 à 42,4% en 2017. Ce taux est largement supérieur à la moyenne mondiale⁸⁰.

⁷⁸ En Tunisie, les syndicats du travail sont représentés essentiellement par l'Union Générale des Travailleurs Tunisiens (UGTT) et de l'organisation patronale (UTICA).

⁷⁹ Pour plus de détails, voir l'étude réalisée par Larbi (2015), intitulé « *Étude de l'évolution des salaires réels en Tunisie Avant et après la révolution 2005-2015* ».

⁸⁰ La croissance des salaires à l'échelle mondiale est à l'ordre de 1,7% en 2015, suivant le Rapport mondial sur les salaires 2016 / 17 « *Les inégalités salariales au travail* ».

Figure 3-1. Évolution de la rémunération des salaires en Tunisie

Source : Institut Tunisien de la Compétitivité et des Études Quantitatives (2017).

Dans un rapport publié par l'Organisation Internationale du Travail (OIT) en 2016, il ressort que le taux de chômage en Tunisie est parmi les plus élevés dans le monde. En 2016, ce taux s'est établi autour de 15,6%⁸¹, alors qu'il était de l'ordre de 13% en 2010. Cette institution relève encore que le taux de jeunes tunisiens sans emploi s'estime à 35% ; représentant un taux le plus élevé par rapport aux autres pays du Maghreb⁸² (voir Figure 3.2). Ainsi, on constate que la Tunisie souffre d'un taux élevé et structurel de chômage. Ceci, avec une progression effrayante pouvant être d'une conséquence très lourde sur les perspectives du pays. Parmi les explications fournies pour comprendre cette situation du taux de chômage en accroissement continu, sont les rigidités sur le marché de travail.

Comme l'on constate pour la plupart des pays en développement, le marché du travail tunisien n'échappe pas à l'existence d'une certaine rigidité du marché d'ordre institutionnelle. Ce déséquilibre ne permet pas une bonne rotation et conduit à la précarité en matière d'emploi.

D'après une classification internationale, le marché du travail en Tunisie est de nature inefficace et limitatif⁸³. En outre la BCT (2013) soutient aussi que, le marché du travail en Tunisie continue « de souffrir d'un déséquilibre quantitatif et qualitatif structurel entre l'offre et la demande d'emploi se traduisant par un chômage élevé et persistant ». Il est important à

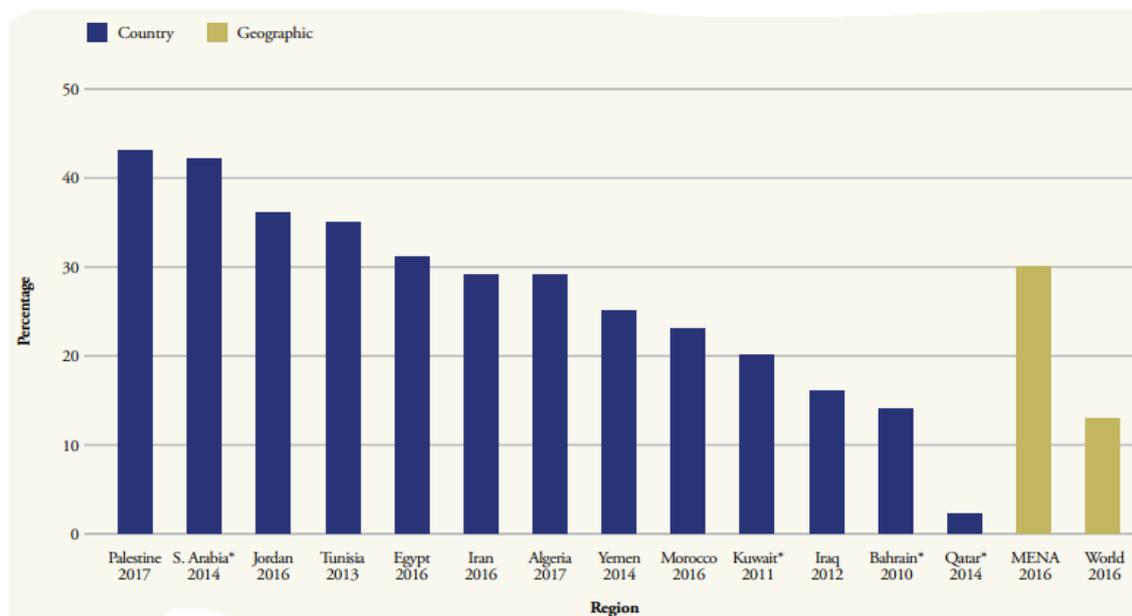
⁸¹ C'est le taux du deuxième trimestre 2016, publié par l'institut national de la statistique tunisienne (INST).

⁸² Notons par exemple un taux de chômage de 10,3% pour l'Algérie, 9,5% pour le Maroc, etc. (Source : CIA World - Version du Janvier 1, 2014).

⁸³ Rapport sur la Compétitivité Mondiale (GCR, 2018).

l'instant de se poser la question de savoir : dans quelle mesure la rigidité de marché du travail en Tunisie limite-t-elle la réduction du taux de chômage ?

Figure 3-2. Taux de chômage global et des jeunes



Source: Perspectives on Youth Employment in the Arab World in 2019.

Dans ce chapitre notre objectif sera d'examiner les effets de la politique monétaire en Tunisie dans un contexte de rigidité sur le marché de travail. Pour y arriver, nous nous appuyerons sur un modèle DSGE, adapté aux cas similaires pour des petites économies ouvertes.

Cette approche est issue du cadre théorique keynésien de la macroéconomie moderne, en intégrant les deux hypothèses relatives à la rigidité nominale, propres à cette école de pensée. Ainsi, à partir du modèle DSGE néokeynésien d'une petite économie ouverte, nous estimerons les effets de la politique monétaire en présence de la rigidité nominale des salaires et de la friction sous forme de chômage sur le marché du travail.

3.2 Le Modèle

Notre modèle DSGE néokeynésien est d'une petite économie ouverte avec rigidité nominales des salaires et une friction sur le marché du travail sous la forme de chômage. Il est développé sur la base des travaux théoriques proposés par Blanchard et Gali (2010), et Sheen et Wang (2016). Dans ce cadre, nous étudierons essentiellement la transmission de la politique monétaire en Tunisie en présence de frictions sur le marché de travail.

Dans cette économie, les firmes productrices des biens domestiques produisent des biens intermédiaires en utilisant du capital et du travail. Ces biens intermédiaires peuvent être vendus à des firmes produisant un bien final ou exportés sur les marchés étrangers. Les firmes importatrices importent de biens intermédiaires qui seront combinés par la suite par les firmes produisant les biens finaux domestiques vendus sur les marchés domestiques et étrangers. Par ailleurs, les ménages offrent leur travail différencié dans une situation monopolistique suivant un mécanisme à la Calvo (1983). Seules les entreprises productrices de biens domestiques embauchent une main-d'œuvre. Les ménages tirent profit de la consommation des produits domestiques et importés. La rigidité nominale des salaires découle de la forte présence des syndicats sur le marché du travail.

En premier lieu, nous reprenons une première hypothèse d'Adolfson et al. (2007b) pour incorporer des rigidités réelles via la formation des habitudes, l'ajustement des investissements coûteux et les primes des risques externes. En second lieu, nous reprenons la seconde hypothèse de Blanchard et Gali (2010) et Sheen et Wang (2016), qui porte sur la présence de frictions sur le marché de travail expliquées par la rigidité des salaires nominales et le chômage involontaire.

La contribution majeure de ce chapitre réside dans l'intégration du chômage involontaire sur le marché du travail domestique avec la rigidité nominale des salaires afin d'analyser leurs impacts sur la transmission de la politique monétaire.

3.2.1 Entreprises productrices de biens domestiques

3.2.1.1 Biens finaux domestiques

Un producteur final peut, sans cesse, combiner des biens intermédiaires, en les transformant en un bien homogène. Ce dernier peut être utilisé pour la consommation et l'investissement, tant dans les économies nationales que les économies étrangères. Dans ce cadre, les produits nationaux entrent en concurrence avec les produits importés. Alors que, les entreprises exportatrices nationales exportent une partie du produit final à l'étranger. Les biens finaux sont agrégés par la formule suivante :

$$Y_t = \left[\int_0^1 Y_{i,t}^{\frac{1}{\lambda_t^d}} d_i \right]^{\lambda_t^d}, \quad 1 \leq \lambda_t^d < \infty \quad (1.3)$$

Où $Y_{i,t}$ désigne le produit intermédiaire acheté avec $i \in [0, 1]$. λ_t^d est le *markup* pour le marché des biens domestiques, qui est supposé suivre un processus stochastique persistant :

$$\lambda_t^d = (1 - \rho_{\lambda^d})\bar{\lambda}^d + \rho_{\lambda^d}\lambda_{t-1}^d + \varepsilon_t^{\lambda^d} \quad (2.3)$$

Où $\bar{\lambda}^d$ est le niveau de *markup* à l'état stable, ρ_{λ^d} mesure la persistance, et $\varepsilon_t^{\lambda^d}$ est un processus stochastique avec une moyenne nulle et une variance égale à 1.

La courbe de demande pour le produit intermédiaire i est obtenu par la maximisation du profit de l'entreprise des biens finals :

$$Y_{i,t} = \left[\frac{P_t^d}{P_{i,t}^d} \right]^{\frac{\lambda_t^d}{\lambda_t^d - 1}} Y_t \quad (3.3)$$

Où $P_{i,t}^d$ est le prix de produit intermédiaire de la firme i , et P_t^d est le prix du bien final formulé comme suit :

$$P_t^d = \left[\int_0^1 (P_{i,t}^d)^{\frac{1}{1-\lambda_t^d}} d_i \right]^{1-\lambda_t^d} \quad (4.3)$$

3.2.1.2 Produits intermédiaires domestiques

Les entreprises intermédiaires sont en concurrence monopolistique. La technologie de production utilisée par chacune est la suivante :

$$Y_{i,t} = z_t^{1-\alpha} \mathcal{E}_t K_{i,t}^\alpha N_{i,t}^{1-\alpha} - z_t \phi \quad (5.3)$$

ϕ est un coût fixe généré par un choc technologique permanent z_t . $K_{i,t}$ et $N_{i,t}$ sont respectivement les services de capital et de main-d'œuvre utilisés dans le processus de production. z_t et \mathcal{E}_t sont respectivement, des chocs technologiques permanents et temporaires qui suivent les processus suivants :

$$\log\left(\frac{\bar{z}_t}{z_{t-1}}\right) \equiv \hat{\mu}_t^z = \rho_{\mu^z} \mu_{t-1}^z + \varepsilon_t^z \quad (6.3)$$

Telle que : $\hat{\mathcal{E}}_t = \rho_{\mathcal{E}} \hat{\mathcal{E}}_{t-1} + \varepsilon_t^{\mathcal{E}}$

$\mu_t^z = \frac{z_t}{z_{t-1}}$ est le processus de la croissance technologique z_t , par contre, ε_t^z et $\varepsilon_t^{\mathcal{E}}$ sont des processus stochastiques avec des moyenne nulles et des variances égales à 1 et $(\rho_{\mu^z}$ et $\rho_{\mathcal{E}}$) sont des paramètres de persistance associés.

3.2.1.3 Firmes importatrices domestiques

Les entreprises importatrices achètent des biens homogènes au prix mondial et les transforment en biens de consommation différenciés C^m . Le prix incomplet (*pass-through*) provient du fait que les entreprises importatrices fixent leurs prix à la Calvo (1983). Si on désigne par IM_{it} les importations de la firme (i), alors la quantité agrégée d'importations, IM_t sont telles que :

$$IM_t = \left[\int_0^1 (IM_{it})^{\frac{1}{\lambda_t^\alpha}} di \right]^{\lambda_t^\alpha}, 1 \leq \lambda_t^\alpha < \infty \quad (7.3)$$

La maximisation du profit permet de déduire la demande de biens importés (i) :

$$IM_t = \left(\frac{P_t^\alpha}{P_{i,t}^\alpha} \right)^{\frac{\lambda_t^\alpha}{\lambda_t^\alpha - 1}} IM_t \quad (8.3)$$

Où P_t^α représente le prix total des marchandises importées, et $P_{i,t}^\alpha$, est le prix des marchandises importées fixées par la firme (i). Le *markup* λ_t^α est comme suit :

$$\lambda_t^\alpha = (1 - \rho\lambda^\alpha)\bar{\lambda}^\alpha + \rho\lambda^\alpha \lambda_{t-1}^\alpha + \varepsilon_t^{\lambda^\alpha} \quad (9.3)$$

Dans chaque période, seulement la partie $(1 - \xi^\alpha)$ des entreprises importatrices peuvent réoptimiser leurs prix. Pour la partie restante (ξ^α), ils vont simplement indexer leur prix à l'inflation importée $P_t^a = \pi_{t-1}^a P_{t-1}^a$.

Soit S_t^n le taux de change nominal (monnaie nationale par unité de monnaie étrangère) et P^* le niveau de prix agrégé à l'étranger. Vu que les entreprises importatrices peuvent différencier et remballer les marchandises importées sans coût, le coût marginal sera le prix relatif entre le prix de revient et le prix de vente : $mc_t^a = \frac{P_t^* S_t^n}{P_t^a}$.

La maximisation des profits pour les entreprises intermédiaires nationales, conduit à une nouvelle courbe de Phillips keynésienne pour les prix à l'importation :

$$\hat{\pi}_t^a = \frac{\beta}{1+\beta} E_t[\hat{\pi}_{t+1}^a] + \frac{1}{1+\beta} \hat{\pi}_{t-1}^a + \frac{(1-\xi^a)(1-\beta\xi^a)}{\xi^a(1+\beta)} [\hat{\lambda}_t^a + \widehat{mc}_t^a] \quad (10.3)$$

3.2.2 Entreprises nationales exportatrices

Les entreprises exportatrices achètent les produits finis domestiques au prix P_t^d , les différencient et les vendent à l'étranger. La demande du produit $X_{i,t}$ de la firme (i) est la suivante :

$$\lambda_t^x = (1 - \rho\lambda^x)\bar{\lambda}^x + \rho\lambda^x\lambda_{t-1}^x + \varepsilon_t^{\lambda^x} \quad (11.3)$$

Compte tenu de la petite taille de l'économie nationale, la demande totale des exportations nationales est : $X_t = \left[\frac{P_t^x}{P_t^*}\right]^{-\eta f} Y_t^*$. Avec Y_t^* est la production étrangère, ηf est l'élasticité de substitution dans l'économie étrangère, et P_t^* est le niveau général des prix. Pour chaque période seulement $(1 - \xi_x)$ des entreprises exportatrices peuvent ré-optimiser leurs prix à $P_{t,new}^x$. Pour le reste, les firmes indexent leur prix par rapport à l'inflation passée des exportations : $P_t^x = \pi_{t-1}^x P_{t-1}^x$. Comme aucun service de main-d'œuvre et de capital n'est utilisé, le coût marginal pour les entreprises exportatrices est $mc_t^x = \frac{P_t^d}{S_t^n P_t^x}$. La maximisation du profit conduit à une nouvelle courbe de Phillips keynésienne pour les prix à l'exportation :

$$\hat{\pi}_t^x = \frac{\beta}{1 + \beta} E_t[\hat{\pi}_{t+1}^x] + \frac{1}{1 + \beta} \hat{\pi}_{t-1}^x + \frac{(1 - \xi_x)(1 - \beta\xi_x)}{\xi_x(1 + \beta)} [\hat{\lambda}_t^x + \widehat{mc}_t^x] \quad (12.5)$$

3.2.3 Ménages

Il existe un continuum de ménages indexés par j et repartis sur l'intervalle [0, 1]. Chaque ménage retire une utilité de la consommation des biens finaux C_j , avec un degré de lissage à la consommation⁸⁴ $b \in [0, 1]$; et de la détention d'encaisses réelles, qui s'élève suite à un choc technologique permanent à $\frac{Q_{j,t}}{z_t P_t^d}$; et une désutilité en offrant du travail $N_{j,t}$.

Les ménages travaillent et épargnent pour financer leur consommation courante et future du bien final de façon à maximiser leur utilité intertemporelle. L'épargne des ménages prend la forme de bons de Trésor domestiques et étrangers. Les ménages choisissent également leur niveau d'offre de travail fourni aux entreprises, leur niveau d'investissement et leur taux d'utilisation du capital. À l'instar d'Adolfson et al. (2007b), nous notons la fonction d'utilité intertemporelle du ménage comme suit :

⁸⁴ ($bC_{j,t-1}$) Permet d'appréhender la persistance dans les évolutions de la consommation suite à un choc tel un effet de cliquet.

$$E_0^j \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left[\xi_t^c \ln(C_{j,t} - bC_{j,t-1}) - \xi_t^N A_L \frac{N_{j,t}^{1+\sigma_L}}{1+\sigma_L} + A_q \frac{\left(\frac{Q_{j,t}}{z_t P_t^d}\right)^{1-\sigma_q}}{1-\sigma_q} \right] \quad (13.3)$$

Où β indique le taux d'escompte, ξ_t^c désigne un choc de préférence de consommation des ménages, et ξ_t^N est un choc d'offre de travail⁸⁵. A_L est une constante positive⁸⁶.

La contrainte budgétaire du ménage représentatif (i) s'écrit de la manière suivante :

$$\begin{aligned} & M_{t+1} + S_t^n B_{t+1}^* + P_t^c C_t + P_t^i I_t + P_t^d (\check{\alpha}(u_t) \check{K}_t + P_t^{k'} \Delta_t) \\ &= R_{t-1} (M_t - Q_t) + Q_t + \Pi_t + W_t N_t + R_t^k u_t \check{K}_t + R_{t-1}^* \Phi \left(\frac{A_{t-1}}{z_{t-1}}, \check{\Phi}_{t-1} \right) S_t^n B_t^* \end{aligned} \quad (14.3)$$

La partie à droite de la contrainte budgétaire (2.7), $[R_{t-1} \dots]$, présente le revenu disponible du ménage. Ce dernier est composé des intérêts domestique et étranger sur la richesse en plus du revenu sur offre de travail.

Au temps t , le ménage de type i détient un total des actifs nominaux domestiques M_t (sous forme de liquidités Q_t , ou d'actifs générant des intérêts intérieurs ($M_t - Q_t$)). Le ménage reçoit aussi un salaire $W_t N_t$ des entreprises domestiques, et détient des actifs financiers sous forme de soldes de trésorerie, de dépôts bancaires nationaux et d'obligations étrangères B_t^* , et qui sont rémunérées à un taux d'intérêt R_{t-1}^* . P_t^c est le prix du bien final ; Π_t les profits agrégés distribués par les entreprises nationales aux ménages ; $P_t^c C_t$ sont les dépenses de consommation et $P_t^i I_t$ les dépenses d'investissement. Selon Lundvik (1992), Benigno (2001) et Adolfson et al. (2007b), le terme $\Phi \left(\frac{A_{t-1}}{z_{t-1}}, \check{\Phi}_{t-1} \right)$ est une prime de risque sur les obligations étrangères qui dépend de la position extérieure de l'économie nationale $A_t \equiv \frac{S_t^n B_{t+1}^*}{P_t^d}$:

$$\Phi \left(\frac{A_t}{z_t}, \check{\Phi}_t \right) = \Phi(a_t, \check{\Phi}_t) = \exp(\check{\Phi}_a (a_t - \bar{a}) + \check{\Phi}_t) \quad (15.3)$$

Où $\check{\Phi}_t$ est un choc variant dans le temps à la prime de risque (Φ est fixé de telle sorte que la valeur d'équilibre de ce profit soit égale à 0). La fonction $\Phi(\cdot)$ est supposée être strictement décroissante avec a_t , de sorte que les ménages domestiques sont soumis à une prime sur le taux d'intérêt étranger si le pays d'origine est un emprunteur net ($B_{t+1}^* < 0$). Schmitt-Grohe et Uribe (2003) montrent que cette prime de risque assure un état stable bien défini dans le modèle.

⁸⁵ A l'équilibre $E[\xi_t^i] = 1$ et $\xi_t^i = (\xi_t^i - 1)$, $i \in \{c, N\}$, pour plus de détails voir Adolfson et al. (2007).

⁸⁶ $\xi_t^N A_L l^{\sigma_L}$ est la désutilité du ménage (l) s'il est employé et 0 sinon

Le ménage de type j retire une utilité de la consommation des biens nationaux C_t^d et

$$\text{importés } C_t^m, \text{ telle que : } C_t = \left[(1 - w_c)^{\frac{1}{\eta_c}} (C_t^d)^{\frac{\eta_c - 1}{\eta_c}} + w_c^{\frac{1}{\eta_c}} (C_t^m)^{\frac{\eta_c - 1}{\eta_c}} \right]^{\frac{\eta_c}{\eta_c - 1}} \quad (16.3)$$

Où w_c est la part des biens de consommation importés dans la consommation globale et η_c est l'élasticité de substitution entre les biens de consommation nationaux et étrangers.

La contrainte budgétaire du ménage est la suivante : $P_t C_t^d + P_t^{m,c} C_t^m = P_t^c C_t$

En maximisant la fonction de consommation globale sous cette contrainte budgétaire, nous obtenons les fonctions de la consommation optimale :

$$C_t^d = (1 - w_c) \left[\frac{P_t^d}{P_t^c} \right]^{-\eta_c} C_t, \quad (17.3)$$

$$C_t^m = w_c \left[\frac{P_t^{m,c}}{P_t^c} \right]^{-\eta_c} C_t, \quad (18.3)$$

Où P_t^c est l'indice de prix à la consommation (IPC) d'une unité C_t :

$$P_t^c = \left[(1 - w_c) (P_t^d)^{1 - \eta_c} + w_c (P_t^{m,c})^{1 - \eta_c} \right]^{\frac{1}{1 - \eta_c}} \quad (19.3)$$

De même, les ménages prennent des décisions d'investissement avec un investissement global I_t tel que : $I_t = I_t^d$. Le stock de capital physique accumulé par les ménages \tilde{K}_{t+1} est donnée par :

$$\tilde{K}_{t+1} = (1 - \delta_k) \tilde{K}_t + \Gamma_t \left[1 - \check{S} \left(\frac{I_t}{I_{t-1}} \right) \right] I_t + \Delta_t \quad (20.3)$$

Où δ_k est le taux d'amortissement. Γ_t Est un choc technologique stationnaire spécifique à l'investissement avec $E[\Gamma_t] = 1$. Δ_t Représente les ménages ayant accès à un marché où ils peuvent acheter de nouveaux capitaux installés \tilde{K}_{t+1} auprès d'autres ménages⁸⁷. Puisque tous les ménages sont identiques, à l'équilibre $\Delta_t = 0$. A l'état stationnaire :

$$\tilde{K}_{t+1} = (1 - \delta_k) \frac{\tilde{K}_t}{\mu_t^z} + \Gamma_t f(i_t, i_{t-1}, \mu_t^z) + \frac{\Delta_t}{z_t} \quad (21.3)$$

Le ménage j maximise la fonction d'utilité (13.3), sous la contrainte budgétaire (14.3) et la fonction d'accumulation du capital (21.3). Nous définissons, à l'instar de Sheen et Wang (2016), $\psi_t^z \equiv z_t P_t^d v_t$, comme l'utilité marginale stationnaire du revenu, Les conditions de premier ordre, associées à ce programme sont obtenues en dérivant partiellement le

⁸⁷ Plus des détails empiriques sont fournis par Adolfson et al. (2007), Christiano, Eichenbaum et Evans (2005).

Lagrangien par rapport à $c_t, m_{t+1}, \Delta_t, \tilde{k}_{t+1}, i_t, v_t, q_t$, et b_{t+1}^* (voir annexes B pour plus de détails).

Les décisions optimales sur l'actif domestique et la détention d'obligations étrangères donnent une condition de parité des taux d'intérêt non couverts ajustée au risque : $\hat{R}_t - \hat{R}_t^* = E_t[\hat{S}_{t+1}^n - \hat{S}_t^n] - \check{\phi}_\alpha \hat{a}_t + \hat{\phi}_t$. Où $\hat{\phi}_t$ est le choc variant dans le temps de la prime de risque des obligations étrangères, qui est supposée suivre un AR (1) processus stationnaire. Puisque l'intégration sur les marchés financiers internationaux est imparfaite, la position de l'actif étranger de l'économie domestique entre ainsi dans les conditions de parité de taux d'intérêt.

3.2.4 Marché du travail

Pour cette section, nous nous sommes inspirés de la démarche de la nouvelle théorie keynésienne qui intègre un ensemble d'hypothèses propres à cette école de pensée, particulièrement, celles relatives à la rigidité nominale. Pour la prise en compte des rigidités nominales dans le modèle, il faut que certains agents aient le pouvoir de choisir leur prix et/ou salaires. En conséquence, plusieurs marchés doivent être en situation de concurrence monopolistique. En effet, les rigidités nominales sont essentielles au succès des modèles de petite économie ouverte Bergin (2003).

Il existe plusieurs approches pour introduire des rigidités nominales dans un modèle DSGE. Dans notre modèle, nous utilisons le mécanisme à la Calvo (1983), c'est-à-dire qu'à chaque période, un agent qui détient un pouvoir de monopole sur son salaire fait face à une certaine probabilité exogène de recevoir le signal de ré-optimiser son salaire. Les ménages détiennent un tel pouvoir dans notre modèle.

Comme Pedersen et Ravn, (2013), nous modélisons un marché de travail avec l'hypothèse de rigidités nominales sur les salaires. Le recours à cette hypothèse est requis par la forte corrélation positive entre la dynamique des fluctuations du chômage et la rigidité nominale des salaires des ménages (Gali, 2010). Dans notre modèle, les rigidités nominales des salaires sont intégrées via la théorie de Calvo (1983). Nous supposons dès lors, l'existence de différents types de travail hétérogènes spécialisés offerts par les ménages dans plusieurs domaines. Cela implique que chaque main-d'œuvre peut ré-optimiser son salaire à chaque période seulement avec une probabilité θ , sans prendre en compte le temps qui s'est écoulé

depuis sa dernière ré-optimisation. Ainsi, le salaire restera fixé pour une durée moyenne de $1/\theta$.

Nous supposons aussi, l'existence d'un syndicat de travail représentant les différents types de main-d'œuvre. Cette « *entreprise en monopole* »⁸⁸ agrège et transforme le travail différencié en un service de travail homogène L_t , qui peut être utilisé dans la production des biens intermédiaires. Le processus de transformation utilise la technologie suivante :

$$L_t = \left[\int_0^1 L_{j,t}^{\frac{1}{\lambda_t^\omega}} dj \right]^{\lambda_t^\omega}, \text{ avec } 1 \leq \lambda_t^\omega < \infty \quad (22.3)$$

À chaque temps t , le ménage j est doté d'un travail spécifique, il se trouve ainsi en situation de concurrence monopolistique sur le marché du travail afin choisir son salaire ω , et offrir $N_{j,t}$ unité de travail. λ_t^ω est la marge des salaires (*wage markup*) qui est donnée par la relation suivante :

$$\lambda_t^\omega = (1 - \rho\lambda^\omega)\bar{\lambda}^\omega + \rho\lambda^\omega\lambda_{t-1}^\omega + \epsilon_t^{\lambda^\omega} \quad (23.3)$$

Où $\epsilon_t^{\lambda^\omega}$ est un choc aléatoire. La maximisation du profit assure la demande de travail L_j :

$$L_{j,t} = \left(\frac{W_t}{W_{j,t}} \right)^{\frac{\lambda_t^\omega}{\lambda_t^\omega - 1}} L_t. \quad (24.3)$$

Avec W_t représente le taux de salaire nominal du travail homogène, $W_{j,t}$ désigne le taux de salaire nominal du ménage j , et ω est le taux de salaire réel.

Vu que l'offre de travail est différenciée, les ménages ont le pouvoir de fixer leur salaire nominal, mais ils sont soumis à une rigidité nominale à la Calvo (1983). Il faudrait alors intégrer les rigidités sur le marché du travail. Nous considérons alors, que pour chaque période t , le ménage j ne peut ré-optimiser son salaire nominal qu'avec une probabilité aléatoire ξ_ω ; puisque les salaires sont indexés sur l'inflation passée :

$$W_{j,t} = \pi_{t-1}^\xi \mu_t^\xi W_{j,t-1} \quad (25.3)$$

Où π_t^ξ est le taux d'inflation (IPC). Pour le reste $1 - \xi_\omega$, le ménage j reçoit un « *signal de prix* » pour pouvoir ré-optimiser son salaire à W_t^{nouveau} . Le taux de salaire global est :

⁸⁸ L'hypothèse de l'existence d'un sel syndicat en monopole, nous permet d'introduire une rigidité nominale sur les salaires. Cependant, dans un contexte de concurrence pure et parfaite, les agents économiques ne disposant pas la possibilité de fixer leurs salaires sur un période prédéterminé.

$$W_t = \left[\xi_w (\pi_{t-1}^c \mu_t^z W_{t-1})^{\frac{1}{1-\lambda_t^w}} + (1 - \xi_w) (W_t^{\text{nouveau}})^{\frac{1}{1-\lambda_t^w}} \right]^{1-\lambda_t^w} \quad (26.3)$$

Si le ménage ne peut pas ré-optimiser son salaire pour des périodes s , le salaire du temps $t + s$ est donc $W_{j,t+s} = (\pi_t^c \dots \pi_{t+s-1}^c) (\mu_{z,t+1} \dots \mu_{z,t+s}) W_{j,t}^{\text{nouveau}}$. Une fois que le salaire nominal est fixé, le ménage répond inélastiquement à la demande de main-d'œuvre des entreprises :

$$\hat{w}_t = \xi_w (\hat{w}_{t-1} + \hat{\pi}_t^c - \hat{\pi}_t^d) + (1 - \xi_w) \hat{w}_t^{\text{nouveau}} \quad (27.3)$$

La décision salariale ré-optimisée suppose l'équilibre entre l'utilité marginale du revenu salarial et la désutilité marginale par rapport au travail. L'application de cette règle donne le taux de salaire réel global d'équilibre suivant :

$$\hat{w}_t = \tau_b (\hat{w}_{t-1} + \hat{\pi}_{t-1}^c - \hat{\pi}_t^d) + \tau_f (E_t[\hat{w}_{t+1}] - \hat{\pi}_t^c + E_t[\hat{\pi}_{t+1}^d]) + \tau_c (\hat{\xi}_t^N + \sigma_L \hat{L}_t - \hat{\psi}_t^z + \hat{\lambda}_t^w) \quad (28.3)$$

$$\text{Où } \tau_b \equiv \frac{(1+\tau)\xi_w}{1+\xi_w\tau+\beta\xi_w^2}, \tau_f \equiv \frac{\beta\xi_w}{1+\xi_w\tau+\beta\xi_w^2}, \tau_c \equiv \frac{(1-\beta\xi_w)(1-\xi_w)}{1+\xi_w\tau+\beta\xi_w^2}, \tau_b + \tau_f + \tau_c = 1, \text{ et}$$

$$\tau \equiv \frac{\lambda^w \sigma_L (1-\beta\xi_w)}{\lambda^w - 1}$$

Le paramètre $\xi_w = 0$ signifie l'absence de rigidité du salaire nominal⁸⁹ :

$$\hat{w}_t = \hat{\xi}_t^N + \sigma_L \hat{L}_t - \hat{\psi}_t^z + \hat{\lambda}_t^w \quad (29.3)$$

Soit un continuum de ménages indexé par $(i, j) \in [0,1] \times [0,1]$. Avec i et j sont respectivement les indices des services de travail différenciés et la désutilité du travail pour un ménage représentatif.

$$MRS_t \equiv \frac{\chi_t O_t (N_t)^\phi}{\lambda_t} \quad (30.3)$$

où $MRS_t \equiv -\frac{U_{N,t}}{U_{C,t}}$ est le taux marginal de substitution (Marginal Rate Substitution) entre la consommation et le loisir du ménage, $\phi > 0$ est l'inverse de l'élasticité de Frisch⁹⁰, χ_t est un

⁸⁹ Dans ce cas, le salaire réel ne dépend que de la majoration et du taux marginal de substitution entre le travail et la consommation.

⁹⁰ $1/\phi$ est la mesure d'une unité de travail offerte par le ménage suite à une augmentation de 1% du salaire réel. À l'équilibre, la désutilité de travailler plus, doit être compensée par ce que le salaire réel peut acheter en termes d'utilité. Pour plus de détails voir Gali et al. (2011).

choc exogène d'offre de travail qui s'écrit $\frac{\chi_t}{\bar{\chi}} = \left(\frac{\chi_{t-1}}{\bar{\chi}}\right)^{\rho_x} \exp(\varepsilon_t^x)$, avec ε_t^x est un variable stochastique de moyenne zéro et de variance σ^x , tel que $0 < \rho_x < 1$. L'équation (30.3) suppose une baisse de la désutilité marginale du travail, de sorte que chaque individu sera prêt à travailler à un taux de salaire plus bas.

$$O_t = \frac{z_t}{(C_t - hC_{t-1})(1 + \tau_t^{VAT})(P_t^C/P_t)^{\frac{1}{con_t}}} = z_t \lambda_t, \quad (31.3)$$

Avec z_t évolue comme suit :

$$z_t = z_{t-1}^{1-\nu} \left[(C_t - hC_{t-1})(1 + \tau_t^{VAT})(P_t^C/P_t)^{\frac{1}{con_t}} \right]^\nu \quad (32.3)$$

Où $\nu \in [0, 1]$. z_t comme un lissage de la consommation agrégée⁹¹. Le paramètre ν désigne l'effet de richesse contre l'offre d'une unité de main-d'œuvre. Lorsque ν est proche de 1, les effets de la richesse contre l'offre de travail sont très élevés. Si ν tend vers 0, ces effets disparaissent.

En équilibre, un ménage se présentera sur le marché du travail si et seulement si les avantages nets dépassent la désutilité totale de son travail. Nous pouvons écrire cette condition comme suit :

$$\lambda_t(1 - \tau_t^n)\omega_t \geq Y_t(j), \quad (33.3)$$

Avec τ_t^n est le taux d'imposition sur le revenu, $\lambda_t(1 - \tau_t^n)\omega_t$ est le taux de salaire réel après impôt, et $Y_t(j)$ est la désutilité totale du travail. La force de travail L_t en équilibre s'écrit :

$$L_t = \left(\frac{(1 - \tau_t^n)\omega_t}{\chi_t z_t} \right)^{\frac{1}{\phi}} \quad (34.3)$$

Nous définissons la fonction de chômage $U_t \equiv \frac{L_t}{N_t}$ comme le rapport entre l'offre globale du travail à l'équilibre et le nombre totale d'employés.

Comme dans Pedersen et Ravn (2013), nous définissons l'augmentation salariale (en logarithme) dans l'économie, comme la différence entre le salaire réel et le taux de substitution marginal entre la consommation et le travail :

$$\mu_t^{\omega} = \log(\omega_t) - \phi(z_t + \eta_t + \log(\chi_t)) \quad (35.3)$$

⁹¹ O_t est < 1 si la consommation augmente plus rapidement que cette tendance régulière z_t .

L'augmentation des salaires varie tant que les salaires ne sont pas entièrement flexibles et qu'ils sont non nuls jusqu'à ce que le marché du travail soit pleinement compétitif. Nous pouvons utiliser cette expression avec la condition de participation (34.3), pour écrire :

$$\mu_t^{w^*} = \phi \mu_t,$$

Où $\mu_t \equiv \log(U_t)$. Notez que le taux de chômage naturel est donné par $\mu_t^{w^*} = \phi \mu_t^{w^*}$. Ainsi, le chômage dans notre modèle est dû uniquement à un marché du travail non compétitif dans lequel des types de travail hétérogènes peuvent fixer un salaire supérieur au salaire de compensation du marché. Ainsi, le chômage varie selon les variations de la marge salariale moyenne (*average wage markup*) sur le marché du travail dans l'économie. Ceci est à cause de la rigidité des salaires. Plus le degré de concurrence monopolistique est élevé sur ce marché, plus le taux de chômage naturel est élevé, plus l'offre de main-d'œuvre est élastique.

Enfin, nous décrivons la formation des salaires. Rappelons que les ménages offrent des différents types de travail, donnant ainsi lieu à une concurrence monopolistique pour l'offre du travail. En outre, nous supposons que les ménages sont confrontés à la rigidité des salaires de Calvo. Ceci implique que tous les ménages qui peuvent optimiser le taux de salaire dans une période donnée choisissent le même salaire selon la condition de premier ordre suivante :

$$\tilde{w}_t^P(i) = \frac{\varepsilon_t^W}{\varepsilon_t^W - 1} E_t \sum_{s=0}^{\infty} (\beta \theta_W)^s \frac{\lambda_{t+s}^P L_{t+s}^P(j) \chi_{t+s} O_{t+s}}{\lambda_t L_{t+s}^P(j)} \quad (36.3)$$

Où $0 < \theta_W < 1$ est le paramètre de rigidité des salaires, et ε_t^W est l'élasticité de substitution entre les différents types de travail qui évolue selon :

$$\left(\frac{\varepsilon_t^W}{\varepsilon^W}\right) = \left(\frac{\varepsilon_{t-1}^W}{\varepsilon^W}\right)^{\rho^{\varepsilon^W}} \exp \varepsilon_t^{\varepsilon^W} \quad (37.3)$$

Où ε_t^W est un processus stochastique avec une moyenne nulle et une variance σ^{ε^W} , tel que $0 < \rho^{\varepsilon^W} < 1$. Parmi les autres types de travailleurs θ_W , nous permettons à une fraction Γ^W d'indexer leur salaire au taux d'inflation constant, tandis que la fraction restante maintient leur salaire inchangé. Nous pouvons ainsi écrire l'évolution du niveau des salaires comme :

$$w_t^P = \left[\theta_W (\bar{\pi}^{\Gamma^W} w_{t-1}^P)^{1-\varepsilon_t^W} + (1 - \theta_W) (\tilde{w}_t^P)^{1-\varepsilon_t^W} \right]^{\frac{1}{1-\varepsilon_t^W}} \quad (38.3)$$

3.2.5 Politique monétaire

Dans notre modèle, la Banque centrale représente l'autorité monétaire du pays, qui contrôle le taux d'intérêt nominal, et utilise ce taux comme instrument principal dans la conduite de sa politique monétaire. Comme pour Gertler et Karadi (2011), la Banque centrale fixe son taux d'intérêt de court terme en appliquant la règle monétaire suivante :

$$\hat{R}_t = \rho_R \hat{R}_{t-1} + (1 - \rho_R) [r_\pi \hat{\pi}_{t-1}^c + r_y \hat{y}_{t-1} + r_s \hat{s}_{t-1}^r] + \epsilon_t^R \quad (39.3)$$

Selon Bullard et Mitra (2002), la fixation du taux d'intérêt en fonction des faits passés des variables endogènes, dans une règle de politique monétaire, est conçue.

Avec \hat{R}_t est le taux d'intérêt à court terme, $\hat{\pi}_t^c$ est le taux d'inflation (IPC), \hat{y}_t est l'écart de production (*output gap*) et \hat{s}_{t-1}^r est le taux de change réel linéaire avec $S_t^r = S_t^n \frac{P_t^*}{P_t^c}$. Le paramètre ρ_R mesure le lissage du taux d'intérêt (*The smoothing parameter*), il est compris entre zéro et un. r_π, r_y et r_s désignent respectivement les réponses du taux d'intérêt à l'inflation passée, à l'output gap et au taux de change réel. Le lien entre les taux d'intérêt nominal et réel est donné par la relation Fisher suivante : $1+R_t = r_{t+1} \frac{P_{t+1}}{P_t}$, avec R_t est le taux d'intérêt nominal et r_{t+1} est le taux d'intérêt réel. ϵ_t^R représente un choc exogène à la politique monétaire. Il suit un processus stochastique linéaire stationnaire d'espérance nulle.

Dans notre cas, nous considérons que la politique monétaire vise essentiellement à stabiliser l'inflation et à contrôler les inefficiences induites par l'existence de rigidités nominales.

3.2.6 Conditions d'équilibre

À l'équilibre, (5.3) peut être exprimée par $Y_t = \epsilon_t z_t^{1-\alpha} \mathcal{E}_t K_t^\alpha L_t^{1-\alpha} - z_t \phi$. Comme dans Sheen et Wang (2016), la contrainte de ressources des productions agrégées est donnée par :

$$C_t^d + I_t^d + X_t \leq Y_t - \tilde{a}(v_t) \tilde{K}_t - W_t L_t \quad (40.3)$$

Où $\tilde{a}(v_t)$ est le coût d'utilisation du capital \tilde{K}_t et $W_t L_t$ est le coût de travail. En substituant (8.3), (10.3), (17.3), (18.3) et (19.3) dans (40.3), et en divisant les deux côtés par Z_t , on obtient l'équation suivante:

$$(1 - \omega_c) \left[\frac{P_t^d}{P_t^c} \right]^{-\eta_c} c_t + (1 - \omega_i) \left[\frac{P_t^d}{P_t^i} \right]^{-\eta_i} i_t + \left[\frac{P_t^x}{P_t^*} \right]^{-\eta_f} y_t^* \frac{Z_t^*}{Z_t} \leq y_t - \tilde{a}(u_t) \frac{\tilde{k}_t}{\mu_t^z} - \omega_t l_t \quad (41.3)$$

Avec la part des importations dans l'investissement ω_i est nulle. Nous considérons, comme dans les travaux d'Adolfson et al. (2007b), qu'à l'équilibre le taux de croissance national est le même que celui à l'étranger et nous maintenons l'hypothèse que $\tilde{Z}_t^* = \frac{Z_t^*}{Z_t}$ est un choc stationnaire qui mesure le degré d'asymétrie du progrès technologique de l'économie domestique par rapport au reste du monde. À l'état stationnaire, $\tilde{Z}_t^* = 1$. Son processus stochastique linéarisé est :

$$\tilde{Z}_{t+1}^* = \rho_{\tilde{Z}^*} \tilde{Z}_t^* + \epsilon_{t+1}^* \quad (42.3)$$

3.2.7 Évolution des avoirs extérieurs nets

L'évolution des avoirs extérieurs nets au niveau agrégé doit satisfaire à la condition suivante :

$$S_t^n B_{t+1}^* = S_t^n P_t^x X_t - S_t^n P_t^* (C_t^m) + R_{t-1}^* \Phi(a_{t-1}, \tilde{\phi}_{t-1}) S_t^n B_t^* \quad (43.3)$$

Avec $R_{t-1}^* \Phi(a_{t-1}, \tilde{\phi}_{t-1})$ représente le taux d'intérêt brut ajusté en fonction du risque et $a_t = \frac{S_t^n B_{t+1}^*}{P_t^d Z_t}$ représente la position réelle de l'actif étranger net stationné en valeur nationale.

3.2.8 Économie étrangère

Nous considérons que les variables relatives à l'économie étrangère, soit l'inflation π_t^* , la production \hat{y}_t^* et le taux d'intérêt à court terme R_t^* , sont exogènes par rapport à notre petite économie ouverte.

3.3 Calibration et Estimation du modèle

Le modèle DSGE de ce chapitre sera estimé par la méthode bayésienne (voir le chapitre 1 pour plus de détails sur les techniques de résolution cette méthode). Le modèle sera estimé et implémenté par le logiciel Dynare 4.5.7 sur des données trimestrielles tunisiennes pour la période allant de 2000T1 à 2017T4. Les variables considérées pour l'analyse sont : l'inflation (IPC), le PIB réel, la consommation, l'investissement, les importations et les exportations, le taux d'intérêt réel, le taux de change effectif réel, le taux de chômage et les salaires réels (qui sont mesurés par le salaire hebdomadaire moyen nominal par adulte divisé par le déflateur du PIB).

3.3.1 Calibration et distribution a priori des paramètres

Les données observées du modèle sont des séries trimestrielles. Pour la Tunisie celles-ci sont extraites de Datastream, la Banque Centrale de Tunisie (BCT), l'Institut National de la Statistique de la Tunisie (INS). La Zone Euro est considérée comme l'économie étrangère dans notre modélisation. Les données de cette dernière sont issues de l'Eurostat. Notre période d'observation est étalée sur les trimestres allant de 2000T1 à 2017T4. Sur cette période, il se dégage dix variables d'étude pour la Tunisie : l'indice des prix à la consommation, le taux de change effectif réel, le PIB réel, la consommation réelle, l'investissement réel, l'importation réelle, l'exportation réelle, le taux de chômage, le salaire réel et le taux d'intérêt directeur. Par rapport à l'économie étrangère retenue dans notre étude, celle de la zone Euro (19 pays), nous avons utilisés trois variables : L'indice des prix à la consommation, le taux d'intérêt réel et le PIB réel.

Nous calibrons un certain nombre de paramètres du modèle de telle sorte que l'équilibre à l'état stationnaire corresponde avec certains faits stylisés de l'économie tunisienne. Le principe de la calibration consiste à attribuer des valeurs aux paramètres du modèle en se basant sur l'information *a priori*. Ceci dans l'intention de créer une situation initiale donnée et de procéder à des incidences empiriques du modèle [Coupet et Renne (2008), Mankiw (2010)]. La principale idée de cette démarche consiste à révéler dès le départ, la stationnarité de l'économie, avant de l'exposer à de chocs exogènes. Nous discuterons par la suite, des impacts dynamiques et des effets de ces chocs sur l'économie à l'aide des fonctions impulsion propagation ou fonction de réaction, pour mieux appréhender les mécanismes d'ajustement régissant les variables retenues dans le système économique⁹².

À notre connaissance, il n'existe pas d'étude sur le modèle DSGE de référence pour la Tunisie. Ainsi, nous avons procédé pour la réalisation du calibrage des paramètres du modèle d'analyse, à partir d'une certaine revue de littérature en la matière. Tout d'abord, les essais des modélisations macroéconomiques développées par quelques travaux tunisiens [Aissa et Rebei (2012), Drissi et Gaaloul (2013), Jouini et Rebei (2014)]. Ensuite, les valeurs des paramètres généralement admis par la littérature économique [Smets et Wouters (2003), Gali et al. (2003), Lubik et Schorfheide (2004), Fuhrer et Rudebusch (2004), Christiano et al. (2005), Dennis (2005), Castelnuovo (2006), Adolfson et al. (2007b), Sheen et Wang (2016)].

⁹² La dynamique des variables dans un système économique est une alliance du choc et de sa propagation dans le temps et dans l'espace de ce système.

Enfin, le compromis tiré après revue de la littérature de quelques études réalisées dans les économies africaines et certains pays en développement [Olekah et Oyaromade (2007), Steinbach et al. (2009), Dagher et al. (2010), Garcia-Cicco et al. (2010), Vangu (2014), Sangaré (2014)].

Selon Jouini et Rebei (2014), le facteur d'escompte β est égale à 0.985⁹³, ce qui coïncide avec un taux d'intérêt réel annuel de 6% à l'état stationnaire tel qu'il est observé dans les données tunisiennes. La calibration d'un taux de chômage d'équilibre \bar{U} est de 15.3%, est conforme au marché du travail tunisien au cours de la période considérée. À l'instar d'Aissa et Rebei (2012), nous fixons le taux de dépréciation δ_k à 0,0241, et la part de production de la main-d'œuvre α à 0,3. Nous suivons la démarche de Abdelli et Belhadj (2015) pour fixer la part de consommation dans les importations ω_c à 0.68, tandis que la part d'investissement dans les importations ω_i est fixée à 0.18 conformément aux travaux de Drissi et Gaaloul (2013). Comme Adolfson et al. (2007b), nous considérons que la fonction de demande de monnaie σ_q est égale à 10.62, l'élasticité de l'offre de travail σ_L à 0.786 et le paramètre qui détermine le niveau d'utilité des soldes réels Aq à 0,21. Aussi, nous fixons la valeur $\bar{\lambda}^w$ à 1.5. Le paramètre d'utilité Al est établi à 1, ce qui va, par conséquent, avoir des effets sur le niveau d'équilibre de la désutilité marginale du travail, le salaire réel, et le ratio capital-travail (Sheen et Wang, 2016).

Une distribution Bêta est choisie pour les paramètres qui doivent être comprises entre 0 et 1, tels que les paramètres de persistance. Pour les élasticités, les *markups* à l'état d'équilibre et l'écart type des chocs, nous nous attendons à ce que la masse de la distribution soit concentrée à de petites valeurs, sans exclure que des grandes valeurs sont aussi possibles. De ce fait, des distributions gamma inverses sont utilisées. Nous utilisons simplement des distributions normales pour le reste des *prioris*. Nous accordons des valeurs standards nulles pour le choc d'investissement importé et le choc des salaires nominaux $\epsilon_t^{\lambda^m}$ et $\epsilon_t^{\lambda^w}$.

Table 3-1. Valeur des paramètres calibrés

Indice	Description	Valeur	Source
β	Taux d'escompte	0.985	Jouini et Rebei (2014)
δ_k	Taux de dépréciation	0.0241	Aissa et Rebei (2012)
α	Part de capital	0.35	Aissa et Rebei (2012)

⁹³ Avec un taux d'intérêt annuel d'équilibre de 6% on peut calculer le taux d'escompte comme suit : $\beta = 1/(1+0.06/4) = 0.985$ (voir king et Plosser et Rebelo, 1988).

ω_c	Part d'importation de biens de consommation	0.68	Abdelli et Belhadj (2015)
$\bar{\lambda}^w$	Le markup sur le travail à l'état stationnaire	1.5	Drissi et Gaaloul (2013)
σ_L	Élasticité de l'offre du travail	0.786	Naoussi et Tripier (2012)
A_L	Paramètre de désutilité du travail	1	Sheen et Wang (2016)
Aq	Paramètre de l'utilité de monnaie	0.21	Abdelli et Belhadj (2015)
\bar{U}	Niveau de chômage à l'état stationnaire	0.153	Taux de chômage d'équilibre en Tunisie
$\hat{\pi}^d$	Niveau de l'inflation des biens domestiques à l'équilibre	1	Abdelli et Belhadj (2015)

3.3.2 Estimation et résultats

Il nous appartient désormais, de discuter des effets des imperfections sur le marché de travail, sur la conduite de la politique monétaire en Tunisie. Nous évaluons ensuite, l'efficacité de la politique monétaire en cherchant à savoir dans quelle mesure elle parvient utilement à stabiliser les fluctuations agrégées. Le modèle est résolu numériquement en utilisant Dynare 4.4.3. (Adjemian et al. 2011). Le filtre de Kalman⁹⁴ est utilisé pour évaluer la probabilité du modèle et la méthode Markov Chain Monte Carlo (MCMC) est utilisée pour procéder à la simulation postérieure. Les *priors* et les *posteriors* de notre modèle sont affichés dans le tableau 2.

En examinant, le paramètre b qui représente les habitudes de consommation des ménages (rigidité réelle), nous relevons que la valeur estimée est de 0.8147. Celle-ci est proche de 0.79 trouvé par Christiano et al. (2010b). Ce résultat indique que les ménages préfèrent lisser leur consommation. Ils sont de plus en plus averses au risque. Concernant le paramètre de prime de risque, la valeur estimée (0,014) indique qu'une augmentation de 1% des actifs étrangers nets réduit le taux d'intérêt domestique de 0,014%. Ce résultat corrobore les prédictions de Sheen et Wang (2016) qui attestent que plus ce paramètre de prime de risque est faible en valeur absolue, plus il est statistiquement significatif. Le paramètre de persistance du salaire réel est estimé à 0.8453, ce qui montre que l'économie tunisienne est caractérisée par une forte rigidité des salaires réels. Les élasticités de substitution de la consommation et de l'investissement importés par rapport à celles domestiques sont respectivement, de 1.9395 et 1.7553. Ceci révèle une forte sensibilité de la demande de biens de consommation importés aux variations du prix relatif, que les biens d'investissement importés. Cette faible sensibilité aux prix des biens d'investissement importés permet d'augmenter les importations globales

⁹⁴ « Ce filtre peut être interprété comme une procédure bayésienne récursive d'estimation du vecteur des variables latentes » (Adjemian et Devulder 2011).

lorsqu'il y a un choc technologique positif, ce qui entraîne le chômage par suite de la limite de la demande globale. Nous aurons l'occasion de détailler cette question lors de l'analyse de la réponse impulsionnelle. Les estimations, à l'état stationnaire, des marges bénéficiaires (*markups*) montrent que les entreprises importatrices d'investissement ont la part la plus importante de marché par rapport aux autres types d'entreprises, tandis que les entreprises importatrices des produits de consommation ont moins de pouvoir par rapport aux autres.

L'estimation des paramètres pour les entreprises domestiques est de 0.211, ce qui implique qu'une entreprise ne peut changer son prix qu'après une période de 1.26^{95} trimestres. Pour les entreprises importatrices et exportatrices, les valeurs estimées s'élèvent respectivement, à 0.21 (1.26 trimestres) et 0.40 (1.67 trimestres). Le paramètre de Calvo pour les exportateurs est significativement plus élevé que pour les autres types d'entreprises, la moyenne étant centrée à 0,7 (3,28 trimestres), ce qui montre que les exportateurs fixent leurs prix sur des contrats à plus long terme que les importateurs et les entreprises du marché intérieur.

Les estimations de la règle du taux d'intérêt montrent que la Banque Centrale de Tunisie répondait avant tout aux déviations du taux d'inflation anticipé (1.87) conformément à son objectif premier de stabilité des prix. De plus, ces estimations empiriques sur données trimestrielles de la fonction de réaction de la BCT concluent à l'existence d'un paramètre de « lissage » des taux d'intérêt élevé (proche de 0,70). Ce lissage peut être interprété comme une « préférence pour le gradualisme » de la part de la Banque centrale (Licheron, 2009). Cela peut refléter aussi la volonté de la Banque centrale à influencer plutôt sur le taux d'intérêt à long terme, comme l'avancent Goodfriend (1991) et Woodford (1999).

Les estimations des paramètres de la fonction « réaction de la BCT » suggèrent aussi que celle-ci n'exerce qu'un faible effet direct sur le taux de change réel et sur la production.

Nos résultats, indiquent une faible offre de travail ($\sigma_{\xi}^N = 0.2906$). Il ressort que l'inadaptation des compétences et l'inefficacité du marché du travail ont limité les opportunités d'emplois appropriés pour les jeunes diplômés. Dès lors, la double modalité postérieure montre que les événements du 14 janvier 2011 ont accru la pression sur le marché du travail avec une production massive de l'offre de travail comme c'était déjà confirmé par le BAD (2012).

⁹⁵ Le prix de Calvo implique que la durée moyenne de fixation des prix pour une entreprise est de $1/1 - \xi$

Table 3-2. Estimation des distributions *prior* et *posterior*

Description des paramètres		<i>Priors</i>			<i>posterior</i>		
		Distribution	Moyenne	90% HPD interval	Moyenne	Écart type	
b	Formation des habitudes	Beta	0.65	0.7781	0.8512	0.8147	0.1
$\tilde{\theta}_a$	Prime de risqué	Gamma-Inverse	0.01	0.0131	0.015	0.014	0.002
$\tilde{\zeta}''$	Paramètre du coût d'ajustement des investissements	Normal	2.694	1.4247	3.0335	2.3937	2.5
η_c	Élasticité de substitution entre les différents types de biens de consommation importés	Gamma-Inverse	1.5	1.8601	3.0487	1.9395	4
η_f	Élasticité de substitution entre les différents types de biens exportés	Gamma-Inverse	1.5	2.8034	4.238	3.5499	4
$\bar{\lambda}_{mc}$	Le markup sur les prix des biens de consommation importés à l'état stationnaire	Gamma-Inverse	1.2	1.025	1.1163	1.0768	2
$\bar{\lambda}^d$	Le markup sur les prix des biens de production domestique à l'état stationnaire	Gamma-Inverse	1.2	3.1686	4.9898	4.1157	2
$\bar{\mu}^z$	Taux de croissance à l'état stationnaire	Normal	1.004	1.0166	1.0167	1.0167	0.002
f	Persistance du salaire réel AR (1)	Beta	0.675	0.7552	0.9308	0.8453	0.1
<hr/>							
ξ_d	Firmes domestique	Beta	0.5	0.1536	0.2622	0.2113	0.2
ξ_c^m	Firmes d'importation de consommation	Beta	0.5	0.1423	0.292	0.2107	0.2
ξ_x	Exportateur	Beta	0.5	0.5853	0.7939	0.6957	0.2
<hr/>							
Paramètres de la politique monétaire							
ρ_R	Paramètre de lissage de la règle monétaire	Beta	0.8	0.6685	0.7164	0.6912	0.05
r_π	Paramètre de la règle de Taylor lié à l'inflation	Normal	1.7	1.7209	2.0132	1.8718	0.3
r_y	Paramètre de la règle de Taylor lié au taux de croissance de l'output	Normal	0.125	0.1478	0.1762	0.16	0.05
r_x	Paramètre de réponse du taux de change réel	Normal	0	0.0014	0.0478	0.024	0.05

Paramètres de persistance

ξ_t^C	Préférences de consommation	Beta	0.85	0.7033	0.7932	0.745	0.1
ξ_t^N	Préférences des heures de travail	Beta	0.85	0.5326	0.7203	0.6281	0.1
ρ_{μ^z}	Croissance de la technologie permanente	Beta	0.85	0.8182	0.9009	0.8589	0.1
ρ_{ε}	Déviations de la technologie temporaire	Beta	0.85	0.9784	0.9992	0.9880	0.1
ρ_{ϕ}	Prime de risque	Beta	0.85	0.7495	0.8067	0.7799	0.1
ρ_{Γ}	Technologie spécifique à l'investissement	Beta	0.85	0.9902	0.9997	0.9953	0.1
ρ_{z^*}	Technologie étrangère asymétrique	Beta	0.85	0.9854	1	0.993	0.1
ρ_{λ^x}	Markup sur l'export	Beta	0.5	0.9887	0.9998	0.9945	0.2

Chocs exogènes

σ_{μ^z}	Écart type du choc technologique permanent	Gamma-Inverse	0.5	0.2908	0.502	0.3959	2
σ_{ε}	Écart type du choc technologique temporaire	Gamma- Inverse	0.5	0.7243	1.0164	0.8715	2
σ_{ξ^C}	Écart type du choc sur la préférence de consommation	Gamma-Inverse	0.5	1.3715	2.1063	1.7359	2
σ_{ξ^N}	Écart type du choc sur la préférence de l'offre de travail	Gamma- Inverse	0.5	0.1505	0.4293	0.2906	2
σ_{Γ}	Écart type du choc sur la technologie spécifique à l'investissement	Gamma- Inverse	0.5	0.1752	0.2854	0.23	2
σ_{ϕ}	Markup sur la prime de risque	Gamma- Inverse	0.5	2.0843	2.6707	2.3568	2
σ_R	Écart type du choc monétaire	Gamma- Inverse	0.5	2.2158	2.8549	2.5122	2
σ_{z^*}	Écart type du choc sur la technologie étrangère asymétrique	Gamma- Inverse	0.5	2.3559	3.266	2.7717	2
σ_{λ^d}	Écart type du choc du markup sur la production domestique	Gamma- Inverse	0.5	0.1076	0.2071	0.1575	2
$\sigma_{\lambda^{mc}}$	Écart type du choc du markup sur la consommation importée	Gamma- Inverse	0.5	0.1167	0.2603	0.1931	2
σ_{λ^x}	Écart type du markup sur l'export	Gamma- Inverse	0.5	0.4116	0.8169	0.6224	2

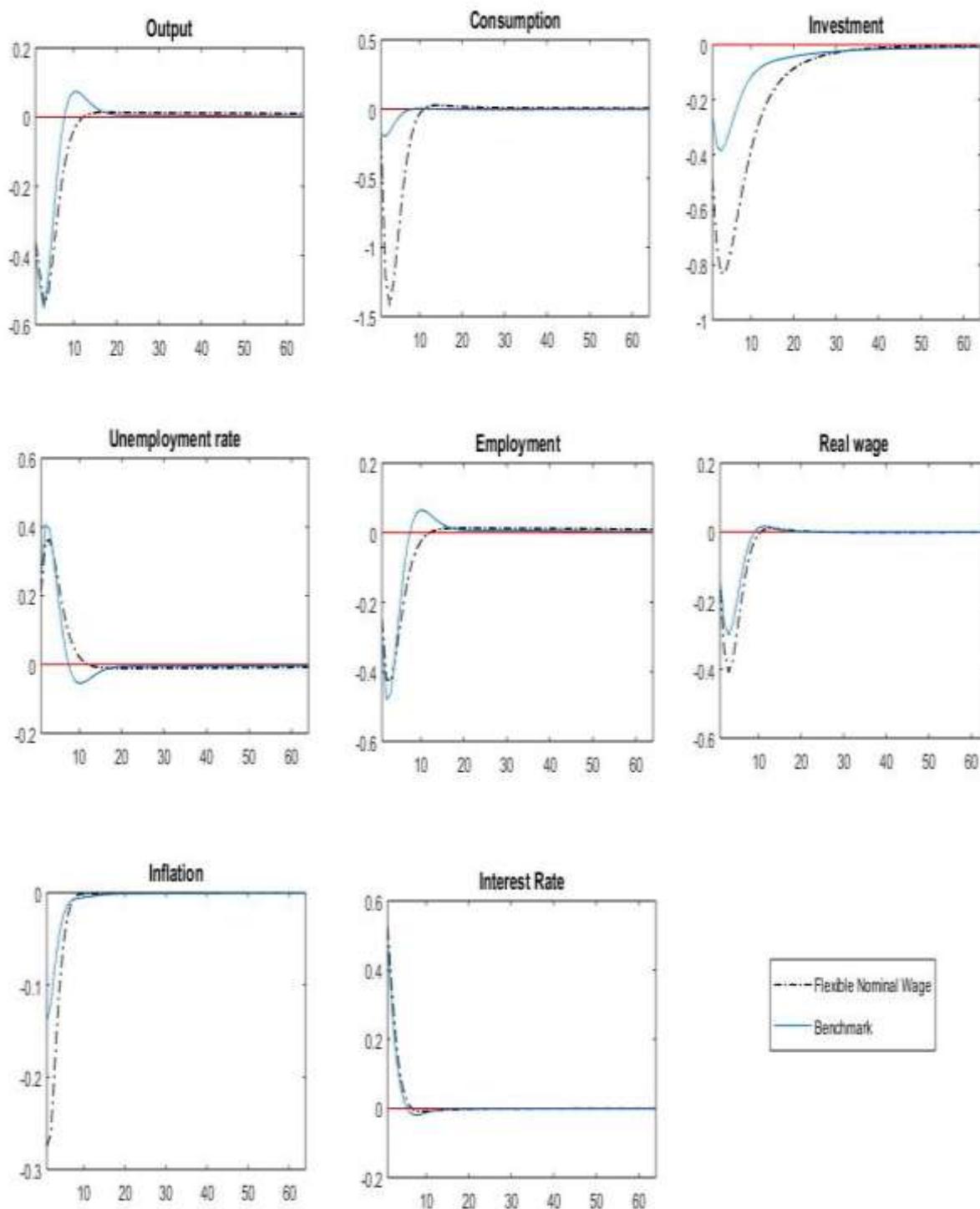
3.4 Fonctions de réponses impulsionnelles

Nous examinerons au cours de cette section, les fonctions de réponses de notre modèle. Nous examinons le comportement des variables endogènes clés en réponse à un choc de productivité et à un choc de politique monétaire. Par ailleurs, nous testons la stabilité du modèle, avant que les variables endogènes retournent à leurs valeurs stationnaires. L'étude des fonctions de réponses aux deux types de chocs dans le modèle, nous permet de mieux comprendre le rôle stabilisateur ou déstabilisateur de l'autorité monétaire en cas de chocs asymétriques.

3.4.1 Rôle des rigidités des salaires

Cette partie consiste à estimer l'importance des rigidités nominales des salaires sur la transmission de la politique monétaire et les variables macroéconomiques d'intérêts. Pour ce faire, nous comparons deux modèles estimés : le premier impose une rigidité sur les salaires (*Benchmark*) ; le second n'inclut aucune rigidité nominale (*Flexible Nominal Wage*). Les fonctions impulsionnelles présentent les réponses dynamiques de huit variables macroéconomiques d'intérêt : production, investissement, consommation, chômage, emploi, inflation, salaire réel et taux d'intérêt, face à un choc exogène de politique monétaire. Plus précisément, on suppose que la Banque centrale a augmenté son taux d'intérêt de 0,5 point de pourcentage. Les réponses impulsionnelles illustrent, la réaction de l'économie face à une telle politique (voir figure 3.3).

Figure 3-3. Réponses impulsionnelles : suite à un choc de politique monétaire



Notes : Les lignes en trait plein (couleur bleue) représentent le modèle de référence avec rigidité nominale des salaires ($\xi_w=0.675$). Les lignes pointillées (couleur noire) font référence au modèle avec salaires nominal flexible (*Flexible Nominal Wage*, $\xi_w=0$). Les réponses impulsionnelles sont exprimées en pourcentage par rapport à l'état stationnaire. Chaque ligne du graphique reproduit la réponse de chaque variable au choc de politique monétaire (choc de taux d'intérêt). L'axe des abscisses représente l'horizon temporel en trimestre, tandis que l'axe des ordonnées indique les déviations en pourcentage par rapport à l'état stationnaire (augmentation ou contraction).

Les résultats trouvés corroborent la littérature économique. En effet, la différence des réponses des différentes variables macroéconomiques est, dans notre cas comme dans la plupart des cas pour ce type de comparaison (entre deux ou plusieurs scénarios de rigidité) quantitativement très petite (Gali, 2011). En outre, on constate des effets plus amplifiés dans un contexte de flexibilité des salaires. Ce résultat corrobore ceux de Faccini et al. (2011) et Kuo et Miyamoto (2016).

A cet égard, nous constatons en premier lieu, que la production et l'emploi ont tous les deux diminué en raison du resserrement de la politique monétaire. En outre, ce ralentissement de l'activité est dû à la contraction de la consommation résultant de la hausse des taux d'intérêt. Notons également que l'investissement diminue de près de 30%, entraînant ainsi, une hausse du taux de chômage d'environ 20%. En outre, on remarque d'une part que le choc a généré une baisse de l'inflation. Cependant, cette baisse a été faible (20%), dans les deux cas de modèles avec un effet transitoire qui n'a duré que cinq trimestres. D'autre part, la figure 3.3 montre que la baisse du taux d'inflation est plus importante dans un contexte de flexibilité des salaires et des prix, ce qui augmente l'efficacité de la transmission de la politique monétaire. Ce résultat a été trouvé aussi par Gertler et al. (2008), mais en contradiction avec celui trouvé par Faccini et al. (2011) et Gali (2011), qui implique que la dynamique de l'inflation reste pratiquement inchangée avec ou sans flexibilité des salaires.

Au regard des salaires réels, suite à une politique restrictive, ceux-ci deviennent plus faibles. Toutefois, dans une économie avec flexibilité des salaires, cette politique fait baisser plus rapidement les salaires nominaux, que les prix et les salaires réels⁹⁶.

Globalement, les réponses qualitatives des variables du modèle à salaires flexibles sont similaires à celles du modèle à salaires rigides. Ceci peut être expliqué comme suit. Une hausse du taux d'intérêt, diminue à la fois l'inflation des prix et les salaires réels. Lorsque les salaires nominaux sont flexibles, les salaires nominaux diminuent plus vite que les prix et donc les salaires réels diminuent plus. En revanche, avec des salaires rigides, l'effet négatif du choc de politique monétaire sur les salaires nominaux est atténué et le rythme de croissance des salaires nominaux devient plus lent que celui de la hausse des prix. Ainsi, les salaires réels diminuent en réponse au choc de politique monétaire. Tout aussi importante, la rigidité des

⁹⁶ Durant les périodes de récessions, et en présence de rigidité des prix, une flexibilité des salaires fait accroître l'effondrement de l'activité. Ceci provoque ainsi une chute des salaires réels. Elle entraîne alors une forte baisse des salaires réels et freine la demande agrégée (Artus, 2013).

salaires influe sur les réponses quantitatives des variables du marché du travail au choc négatif de politique monétaire. La réaction des emplois, salaires et du chômage dans le modèle avec des salaires rigides est plus grande que dans le modèle avec des salaires flexibles. En effet, selon Gali (2011), une politique monétaire restrictive, avec flexibilité des salaires, entraîne une réponse plus élevée des variables du marché du travail.

3.4.2 Effets d'un choc technologique

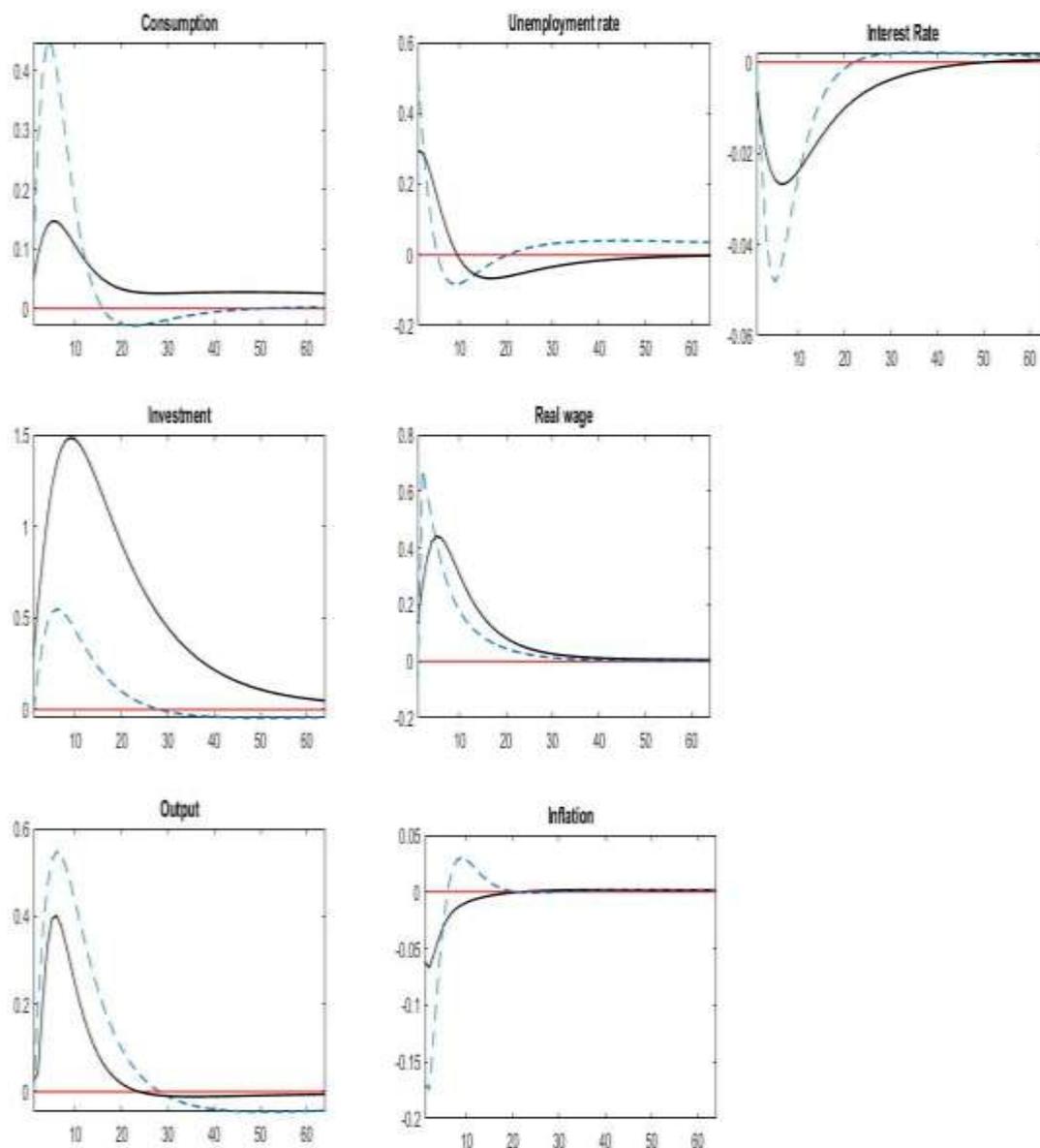
La figure 3.4 illustre les réponses correspondantes des variables macroéconomiques du modèle face à un choc technologique. En effet, les réponses impulsionnelles illustrent l'impact de ce choc exogène sur la variation de la consommation, la production, l'investissement, l'inflation, le taux d'intérêt, le salaire réel et le taux de chômage.

En totalité, les effets du choc sont quasiment conformes aux résultats ordinaires de la littérature. D'ailleurs, le premier constat est que la production augmente et l'inflation diminue. Ce résultat est déjà attendu d'un choc technologique positif (Gali, 2011). Notons également que le salaire réel augmente progressivement à court terme, conséquence naturelle de l'existence de rigidités salariales nominales. En outre, et pour les deux modèles étudiés, l'emploi décroît et le chômage augmente en réponse au même choc technologique positif. En effet, un surcroît de la productivité du travail de 1% exerce des effets significatifs sur les grandeurs macroéconomiques de l'économie. Ainsi, il y a tout lieu d'observer une augmentation de l'output, reflétant un accroissement des composantes de la demande que sont : la consommation et l'investissement ; sachant que l'augmentation de l'investissement et de la production engendre une baisse du niveau général des prix à court terme. Face à une inflation plus faible, la Banque centrale réagit en abaissant le taux d'intérêt en vue de stabiliser les prix et éviter la déflation entraîne un abaissement du taux d'intérêt nominal, ce qui favorise la consommation et l'investissement. En outre, cette diminution des prix reflète en partie la baisse des coûts marginaux réels et corolairement un abaissement des prix maximisant les profits des firmes. En toute logique, une baisse du taux d'intérêt stimule la consommation et l'investissement. Ce résultat corrobore ceux de Smets et Wouters (2003), Beneš et al. (2005), Mkrtychyan et al. (2009), Gelain et Kulikov (2009), Grabek et al. (2011).

Globalement, les réactions qualitatives de l'ensemble des variables sont similaires dans l'ensemble, que ce soit pour de salaires flexibles ou rigides. Ce résultat est conforme avec les résultats de Peiris et Saxegaard (2007), Mkrtychyan et al. (2009), Huseynov (2010). Ceux-ci montrent qu'avec un choc technologique positif, l'inflation diminue à cause de la réduction du

coût de production et de l'augmentation de la productivité du travail. Cependant, la fixation nominale des salaires introduit d'importantes différences dans la réaction des variables du marché du travail. Suite au choc, la hausse des salaires réels est plus persistante en présence de rigidités des salaires nominaux. Avec des salaires rigides, la déflation des prix se traduit par des salaires réels toujours élevés (Faccini, 2011).

Figure 3-4. Réponses impulsionnelles : suite à un choc technologique



Notes : Ce graphique représente les réponses impulsionnelles suite à un choc technologique de 1% sur la période 2000T1-2017T4. Les traits pleins représentent la réponse de l'économie du modèle de base (avec salaires rigides). Les lignes pointillées se réfèrent à l'économie (avec salaires flexibles). L'axe des abscisses représente le nombre des trimestres et l'axe des ordonnées indique le pourcentage des déviations des grandeurs macroéconomiques par rapport à leurs états stationnaires.

Notons dans un premier temps que la réaction de la production et de l'emploi est nettement plus grande dans une économie avec flexibilité des salaires. La forte réponse positive des salaires implique, une plus grande réaction des profits dégagés par les entreprises suite à un choc technologique positif (Gertler et al. 2008). Cela conduit à une réponse plus forte de la production et de l'emploi par rapport au cas du salaire flexible. Avec Evans (2004), il convient de noter, dans un second temps, qu'une baisse immédiate de l'inflation est survenue à la suite du choc de productivité. Ce résultat peut être expliqué simplement comme suit : dans un cadre de rigidité des salaires, l'augmentation de la productivité réduit les coûts marginaux et donc l'inflation.

Par ailleurs, il y a tout lieu de constater qu'à la suite d'un choc technologique positif et dans un contexte d'équilibre général dynamique, le taux de chômage s'apprécie toujours. Ceci peut se justifier par la combinaison d'une demande agrégée faible, et d'une hausse du salaire réel, faisant ainsi une réduction de la demande de la main-d'œuvre et augmentant ainsi le chômage. La baisse de l'emploi dans les modèles DSGE avec des rigidités nominales est cohérente avec les résultats empiriques de Galí (1999).

Les réponses qualitatives des variables au choc technologique dans le modèle à salaires flexibles sont similaires à celles du modèle à salaires rigides. Cependant, la réaction des variables du marché du travail dans le modèle avec des salaires rigides est moins importante que celle dans le modèle avec des salaires flexibles. Ce résultat peut être conçu en examinant la réponse des salaires réels. En effet, le choc positif augmente les salaires réels dans les deux modèles (avec et sans rigidité des salaires), néanmoins l'augmentation des salaires réels est moins persistante dans le modèle avec rigidité des salaires nominaux. Cette différence affecte la réaction des variables du marché du travail face à un choc technologique. La réponse moins élevée des salaires réels dans le modèle avec rigidité des salaires implique une réponse des bénéfices au choc technologique plus forte que dans le cas contraire. Cela conduit à une forte réponse du chômage par rapport au cas du salaire flexible. Fait intéressant, ce résultat est en cohérence avec Gertler et al. (2008), qui démontrent, pour le cas américain, que le modèle à rigidité nominale des salaires réagit mieux au choc technologique que le modèle avec flexibilité des salaires (en termes d'inflation et de chômage), notamment pour les variables du marché du travail. Cela signifie que le degré de rigidité des salaires réels en Tunisie (due à la forte présence des syndicats du travail) est pareil à celui des États-Unis (due à l'indexation des salaires). Les salaires réels flexibles entraînent une réaction moins importante des bénéfices au choc, et donc une réponse plus faible des variables du marché du travail.

3.5 Analyse de la décomposition de la variance d'erreur

Pour comprendre dans quelle mesure les chocs expliquent les mouvements cycliques de chaque variable, le tableau 3.3 présente la décomposition de la variance pour le modèle avec salaires rigides. Ce tableau indique la contribution de chaque choc structurel à la variance d'erreur de prévision des variables endogènes à différents horizons : le court, le moyen terme et le long terme (un trimestre, un an, trois ans et quarante ans). Lorsqu'un choc figure dans une part importante de la variance de l'erreur de prévision d'une variable, nous en déduisons que cette variable est très sensible à ce choc.

Table 3-3. La décomposition de la variance d'erreur

		Tech permanent	Tech temporaire	Préférence	Offre de travail	Investissement	Monétaire
Output	1 trimestre	0.76	0.08	1.50	2.65	19.84	9.17
	1 année	0.24	1.41	1.49	32.27	14.84	4.15
	3 ans	0.76	1.50	1.36	69.94	10.15	1.22
	Long terme	2.78	1.31	2.11	67.90	11.48	1.05
Inflation	1 trimestre	0.41	1.08	0.12	25.66	1.30	3.15
	1 année	0.93	1.51	0.26	53.12	1.87	2.26
	3 ans	0.94	1.31	0.42	65.65	1.52	1.55
	Long terme	2.55	1.20	0.82	61.53	5.57	1.40
Chômage	1 trimestre	0.25	21.96	1.59	10.04	18.46	6.52
	1 année	0.27	2.77	1.65	45.97	14.72	4.13
	3 ans	0.62	0.74	1.47	76.69	9.19	1.16
	Long terme	3.73	0.66	2.34	71.12	12.31	0.97

Nous remarquons d'après le tableau 3.3, qu'à court terme, la production dépend principalement des chocs liés aux investissements et aux variations des taux d'intérêt. Le choc des investissements est particulièrement le plus important à court terme et représente environ 20% des variations de la production. Ce résultat est similaire aux conclusions de Kuo et Miyamoto (2016). À moyen et long terme, les chocs d'offre de la main d'œuvre sont importants et impactent plus de 65% de la fluctuation de l'output. La volatilité de l'inflation est due essentiellement à la politique monétaire et les chocs d'offre de travail. Ce résultat corrobore aussi les résultats de Kuo et Miyamoto (2016) sur des données japonaises. Pendant toutes les périodes, ces deux chocs expliquent plus de 65% de la variation de l'inflation. En

plus, le choc d'offre de travail joue un rôle dominant et explique environ la moitié des variations de l'inflation.

En ce qui concerne les déterminants de la fluctuation du taux de chômage, nous constatons que ses variations, sont principalement dues aux chocs d'investissement et aux chocs d'offre de la main d'œuvre. En effet, le choc d'investissement explique la plupart des variations du chômage à court terme (environ 20% de l'impact durant le premier trimestre et 15% à l'horizon d'un an), le choc d'offre de travail représente la plupart des variations à long terme (plus de 75% après trois ans). Également, la variation du taux d'employabilité est due aux chocs d'offre du travail et d'investissement. À court terme, le choc technologique temporaire affecte également la dynamique de la demande d'employés.

3.6 Conclusion

L'impact des frictions sur le marché du travail telles que les rigidités nominales sur les salaires et/ou les prix et leurs importances sur la transmission de la politique monétaire, a toujours été au cœur de la littérature (Sahuc, 2008). En effet, pour Faccini et al. (2011), l'introduction des rigidités des salaires dans le modèle n'impacte pas sur les effets de la politique monétaire. Leurs résultats issus d'un modèle DSGE pour l'économie Britannique, montrent que la dynamique d'inflation reste pratiquement inchangée. Cette constatation fait écho aux résultats de Krause et Méndez (2008), mais contraste avec celle de Gertler et al. (2008). Ceux-ci, constatent que les rigidités salariales affectent la dynamique de l'inflation dans un modèle estimé des États-Unis.

L'enjeu de ce chapitre été de contribuer à ce débat en analysant l'impact de la rigidité des salaires pour la mise en œuvre de la politique monétaire pour le cas tunisien. Pour ce faire, nous avons estimé deux modèles DSGE d'une petite économie ouverte/ le premier impose une rigidité sur les salaires, mais laisse les prix flexibles, le second est avec flexibilité des salaires et des prix. Le cadre de référence pour ce chapitre est inspiré des travaux de Blanchard et Gali (2006, 2010).

Il ressort de ce chapitre deux constats intéressants. Le premier, est que la rigidité des salaires affecte considérablement la dynamique de l'inflation et le comportement des salaires réels. Ce résultat corrobore le postulat de Gertler et al. (2008). Le second, soutient que les rigidités nominales des salaires affectent également l'efficacité de la politique monétaire. Ce résultat vient confirmer celui de Gali (2011).

En outre, les résultats montrent que les instruments dont dispose la Banque centrale de Tunisie, afin de mieux conduire sa politique monétaire, sont limités. Ceci peut s'expliquer par le fait que les politiques salariales sont hors ressort des autorités monétaires. Ainsi, on trouve qu'il serait indispensable de mettre l'accent sur des politiques réglementaires (fixation des SMIG, négociations avec les syndicats du travail...) afin d'ajuster les salariales d'une manière justifiable. Ainsi, ces actions sociopolitiques peuvent baisser les rigidités sur les salaires, pour une transmission de politique monétaire plus efficace, et une stabilité économique du pays, notamment, dans l'environnement économique difficile que vécu la Tunisie depuis la révolution de 2011⁹⁷.

⁹⁷ « *Les investissements restent faibles, le chômage élevé, en particulier chez les jeunes et les femmes, et le pouvoir d'achat des Tunisiens s'érode. Le déficit budgétaire à la fin de juillet était cependant inférieur aux prévisions, reflétant les mesures fiscales de 2018* » (FMI, 2018) : IMF country report no. 18/291.

Tunisia fourth review under the extended fund facility arrangement and request for modification of performance criteria —press release; staff report; and statement by the executive director for Tunisia. October, 2018. <file:///C:/Users/o2146833/Downloads/cr18291.pdf>

Annexes C.

Table 3-4. Description des différents chocs

choc	Description
λ_{mc}	<i>Markup</i> sur les prix des biens de consommation importés à l'état stationnaire
$\bar{\lambda}^d$	<i>Markup</i> sur les prix des biens de production domestique à l'état stationnaire
$\bar{\lambda}^w$	<i>Markup</i> sur les salaires à l'état stationnaire
$\sigma\mu^z$	Écart type du choc technologique permanent
σ_ε	Écart type du choc technologique temporaire
$\sigma\xi^c$	Écart type du choc sur la préférence de consommation
$\sigma\xi^N$	Écart type du choc sur la préférence de l'offre de travail
σ_Γ	Écart type choc sur la technologie spécifique à l'investissement
σ_ϕ	<i>Markup</i> sur la prime de risque
σ_{π^*}	Écart type inflation étranger
σ_{π_t}	Écart type d'inflation
σ_{y^*}	Écart type du choc d'offre étranger
σ_R	Écart type du choc monétaire
σ_{z^*}	Écart type du choc sur la technologie étrangère asymétrique
$\sigma\lambda^x$	Écart type du <i>markup</i> sur l'export

Table 3-5. Liste et description des paramètres

paramètre	Description	paramètre	Description
β	Facteur d'escompte	σ_{Γ}	Ècart type choc sur la technologie spécifique à l'investissement
$\tilde{\Phi}_a$	Prime de risqué	σ_R	Ècart type du choc monétaire
η_c	Élasticité de substitution entre les différents types de biens de consommation importés	$\sigma\lambda^d$	Ècart type du choc du markup sur la production domestique
η_f	Élasticité de substitution entre les différents types de biens exportés	$\sigma\lambda^{mc}$	Ècart type du choc du markup sur la consommation importée
λ_{mc}	markup sur les prix des biens de consommation importés à l'état stationnaire	σ_{ϕ}	Technologie spécifique à l'investissement
$\bar{\lambda}^d$	markup sur les prix des biens de production domestique à l'état stationnaire	ρ_{z^*}	Technologie étrangère asymétrique
$\bar{\mu}^z$	Taux de croissance à l'état stationnaire	ρ_{λ_x}	Markup sur l'export
F	Persistance du salaire réel AR (1)	$\sigma\mu^z$	Ècart type du choc technologique permanent
ξ_d	Firmes domestique	σ_{ε}	Ècart type du choc technologique temporaire
ξ_c^m	Firmes d'importation de consommation	$\sigma\xi^c$	Ècart type du choc sur la préférence de consommation
σ_{ϕ}	markup sur la prime de risque	$\sigma\xi^N$	Ècart type du choc sur la préférence de l'offre de travail
ξ_x	Exportateur	σ_{z^*}	Ècart type du choc sur la technologie étrangère asymétrique
ρ_R	Paramètre de lissage de la règle monétaire	$\sigma\lambda^x$	Ècart type du markup sur l'export
r_{π}	Paramètre de la règle de Taylor lié à l'inflation		
r_y	Paramètre de la règle de Taylor lié au taux de croissance de l'output		
r_x	Paramètre de réponse du taux de change réel		
ξ_t^c	Préférences de consommation		
ξ_t^N	Préférences des heures de travail		
$\rho\mu^z$	Croissance de la technologie permanente		
ρ_{ε}	Déviation de la technologie temporaire		
ρ_{ϕ}	Prime de risque		

CONCLUSION GÉNÉRALE

Il n'existe nul doute aujourd'hui que la politique monétaire joue un rôle crucial pour la stabilité macroéconomique. Dans le monde académique, l'efficacité de la politique monétaire dépend étroitement de l'engagement crédible de la Banque centrale envers la stabilité des prix. Toutefois, les chocs et les fluctuations macroéconomiques sont parfois d'une telle ampleur qu'il devient nécessaire aux autorités monétaires d'adapter le cadre opérationnel de la politique monétaire aux nouvelles contraintes de l'environnement macroéconomique.

En 2008, lorsque la crise financière internationale s'est propagée à l'économie réelle partout dans le monde, les grandes Banques centrales du monde (la FED, la BCE, la Banque d'Angleterre) ont été amenées à modifier leur cadre opérationnel, et à mettre en œuvre une politique monétaire circonstanciée à la crise. Répondre efficacement à ces perturbations sans compromettre les résultats obtenus en matière de stabilité des prix demeure un défi majeur pour les autorités monétaires.

En Tunisie, les autorités ont dû faire face à un tel défi en 2011 après le soulèvement populaire et le renversement du pouvoir politique en place. Depuis, la Banque Centrale de Tunisie a été au centre des controverses quant au rôle qu'elle a joué ou qu'elle devrait jouer vis-à-vis de la croissance, de la réduction du chômage et de la stabilité des prix.

L'année 2016 marque un renouveau dans la conduite de la politique monétaire en Tunisie, puisqu'elle marque l'entrée en vigueur de la loi n°2016-35 qui attribue à la Banque centrale une indépendance effective par rapport au gouvernement central. Cette indépendance était censée renforcer la crédibilité de la BCT et lui permettre de librement réaliser ses objectifs et accomplir ses missions. Cependant, les résultats réalisés en matière de lutte contre l'inflation ont été jugés du moins décevants, et ce en dépit des multiples instruments utilisés par la BCT pour stabiliser l'économie. Du coup, la thèse selon laquelle l'inflation en Tunisie n'est pas monétaire a commencé à faire son chemin. La question de l'efficacité de la politique monétaire, surtout en matière de stabilité des prix, est devenue une préoccupation majeure pour les décideurs publics et pour les économistes.

Dans cette veine, l'objet central de cette thèse est d'évaluer l'efficacité de la politique monétaire en Tunisie afin de déterminer dans quelle mesure elle parvient à stabiliser l'économie. Le cadre d'analyse privilégié dans notre recherche est celui de la modélisation dynamique stochastique en équilibre général. Il s'agit d'une approche originale pour ce qui concerne le cas tunisien.

Trois modèles macroéconomiques ont été développés dans le cadre de cette thèse pour aborder trois questions dont les implications en termes de conduite de la politique monétaire en Tunisie sont importantes. La première porte sur la réponse de la Banque centrale de Tunisie aux fluctuations de l'inflation (chapitre premier). La deuxième porte sur l'impact des fluctuations quasi continues du taux de change sur l'efficacité de la politique monétaire (deuxième chapitre). La troisième concerne les effets de la politique monétaire en présence de chômage et dans un contexte de rigidité sur le marché de travail (troisième chapitre).

➤ **Rappel des résultats**

Le chapitre 1 évalue la réponse de la politique monétaire tunisienne aux chocs macroéconomiques et les effets de ces réponses en termes de stabilisation macroéconomique. Nos résultats s'appuient sur un modèle DSGE standard estimé, dans la lignée des travaux de Woodford (2003). Nous considérons la modélisation d'une petite économie fermée, avec la nouvelle courbe IS, la courbe de Phillips Néokeynésienne et une règle de politique monétaire à la Taylor.

L'analyse menée dans ce chapitre nous a permis de conclure que le taux d'intérêt a un faible effet sur l'offre et la demande. Ce résultat confirme les longs délais de transmission de la politique monétaire et la dépendance de son efficacité aux réalités macroéconomiques. En outre, nos résultats attestent que la politique monétaire en Tunisie a relativement échoué à stabiliser l'économie durant la dernière décennie. En effet, une hausse du taux d'intérêt, n'a fait diminuer l'inflation que d'un faible pourcentage. L'instrument principal de la BCT a été ainsi quasi-inopérant. Ce résultat corrobore l'idée que l'inflation en Tunisie a d'origine autre que monétaire.

Il ressort aussi de notre analyse que l'écart de production est moins sensible aux variations du taux d'intérêt, ce qui réduit l'impact des effets réels des chocs de la politique monétaire sur la demande globale. Il ressort aussi que l'inflation courante est moins sensible à l'inflation future anticipée. Elle est plutôt corrélée à son niveau passé. Dès lors, nous pouvons retenir que les agents économiques, et plus particulièrement les firmes qui révisent leurs prix, en tenant compte des valeurs passées de l'inflation, ne seront pas très enclins à réviser leurs prix quelles que soient les prévisions futures de l'inflation. Ceci est de nature à rendre les prix plus rigides, réduisant ainsi l'inflation d'une manière visible. Par ailleurs, nous retenons que l'inflation est légèrement sensible aux fluctuations de la production en Tunisie. Ceci est de

nature à offrir un arbitrage favorable à la Banque centrale en cas de choc d'offre, mais réduit l'efficacité de la transmission de la politique monétaire en cas de choc de demande.

Dans **le chapitre 2**, nous avons examiné les effets d'une transmission imparfaite des prix des biens importés, vers le prix des biens et services à la consommation, sur la transmission de la politique monétaire. Précisément, nous avons étudié comment cette analyse renvoyait à la question du conflit d'objectifs qui peut exister entre un objectif officiel d'inflation et un objectif implicite de change. Comme nous l'avons mentionné, plusieurs facteurs peuvent expliquer que les Banques centrales des économies émergentes ressentent le besoin de stabiliser le taux du change. Parmi ces facteurs, nous retrouvons notamment la transmission des variations du change aux prix domestiques, ou encore le risque de voir une brusque dépréciation du change dégrader les bilans des secteurs public et privé, du fait d'un degré élevé d'endettement en devises étrangères. Dès lors, il est important d'analyser si cette prise en compte du change dans la conduite de la politique monétaire en Tunisie, est justifiée ou si, elle a conduit à dégrader les performances du pays en termes d'inflation et de production. Ainsi, nous avons estimé un modèle DSGE d'une petite économie ouverte proposé par Monacelli (2003) et Gali et Monacelli (2005). Dans l'ensemble, les résultats trouvés montrent que les fluctuations du taux de change contribuent à l'inflation domestique. En revanche, l'écart de production est moins sensible aux variations du taux de change, ce qui réduit l'impact des effets réels des chocs de la politique de change sur la demande globale.

Il en ressort aussi que le soutien de l'objectif de stabilité des prix par la Banque Centrale de Tunisie n'est pas toujours garanti. Une politique monétaire restrictive engendre à court terme une contraction du niveau d'activité. Il en résulte aussi une dépréciation des termes de l'échange qui se traduit par la chute des exportations et la chute des réserves en devises. Ces pressions baissières sur les réserves de change conjugué avec un écart de la loi du prix unique provoquent la montée de l'inflation importée et accentue les tensions inflationnistes. Ce résultat peut être expliqué par les effets néfastes de la contraction du niveau d'activité et ses répercussions sur le volume d'investissement et d'exportations ainsi que sur les anticipations des agents économiques. Ainsi, en Tunisie, le taux de change amplifie les effets négatifs d'un choc monétaire. Cet effet amplificateur est positivement corrélé avec le degré du *pass-through*. En outre, il est difficile pour les autorités monétaires de stabiliser simultanément l'écart de production et l'inflation.

Outre la question du taux de change, celle des frictions sur le marché de travail constitue un autre challenge pour la conduite de la politique monétaire en Tunisie. Cette question a fait l'objet du **chapitre 3** qui s'inscrit dans la continuité du travail engagé dans le deuxième chapitre, avec une extension qui consiste à reconsidérer d'autres variables clefs comme les rigidités nominales de salaires et le chômage. Il s'agit en effet d'analyser dans quelle mesure la forte rigidité nominale des salaires sur le marché de travail et la présence du chômage involontaire ont pu jouer un rôle dans les performances de la transmission de la politique monétaire en Tunisie. Nous aboutissons à deux principaux résultats : d'abord, le chômage est peu sensible à la croissance. Les fluctuations du chômage sont plus sensibles aux politiques salariales, au *markup* sur les salaires et aux chocs technologiques. Ensuite, nous trouvons que les prix baissent faiblement en réponse à une hausse du taux d'intérêt directeur, sans pour autant se répercuter sur le taux de change réel. Cette stratégie de lutte contre l'inflation par l'augmentation des taux d'intérêt n'a pas eu le succès escompté dans notre cas. Cependant, cette austérité monétaire aura des répercussions néfastes sur l'économie dans son ensemble. En effet, l'augmentation des taux d'intérêt entraîne une baisse de la consommation et de l'investissement à cause de l'augmentation du coût des crédits. Ceci est de nature à entraîner une baisse du PIB et un ralentissement de l'activité économique. La hausse des taux d'intérêts a donc un effet direct et néfaste sur l'économie nationale. Au niveau externe, la hausse des taux d'intérêt attire les capitaux étrangers. La balance devient alors excédentaire et la monnaie s'apprécie. En conséquence, l'économie devient moins compétitive, et les exportations diminuent. Ceci entraîne également une baisse de la production au niveau national.

De plus une « *préférence pour le gradualisme* » de la part de la BCT se dégage de nos résultats. Cela peut refléter l'incertitude concernant la structure de l'économie tunisienne et les effets de la politique monétaire dans ce contexte. Globalement, nous montrons que l'objectif de stabilité des prix ne peut malheureusement se réaliser qu'au prix d'un ralentissement du niveau d'activité. En effet, une rigidité salariale nominale combinée à une baisse des prix, une contraction de la demande et une hausse des salaires réels, n'a fait qu'augmenter ainsi le taux du chômage.

➤ **Recommandations, limites de la thèse et voies de recherche**

À travers cette recherche que nous avons menée, nous avons pu mettre en relief les traits caractéristiques de la conduite de la politique monétaire en Tunisie et tirer des enseignements utiles pour nourrir les débats sur le rôle effectif joué par la BCT. Des lors, l'enjeu pour cette institution, qui serait à notre avis nécessaire, porte aujourd'hui sur l'opportunité ou non d'orienter la politique monétaire en fonction d'un objectif de stabilité financière à côté des objectifs traditionnels de stabilité des prix et de soutien à la croissance. Une forte instabilité financière, pendant une période de crise peut conduire à adopter des décisions spécifiques adaptées, sans pour autant percevoir une réaction systématique permanente. Il y a fort à craindre que ces interventions discontinues se révéleront asymétriques et par conséquent, porteuses d'instabilité future. Dans tous les cas, la stabilité financière doit faire partie des objectifs que doit promouvoir la politique monétaire. Tout récemment, la loi n°2016-35 du 25 avril 2016, et notamment ses articles 10, 11, 12 et 63, portant statuts de la Banque centrale de Tunisie afin d'assurer la stabilité des prix, et de contribuer à la stabilité financière de manière à soutenir la politique économique de l'État en termes de croissance et d'emploi. Ainsi, l'objectif de la stabilité financière sera régulièrement pris en compte comme le sont les autres objectifs statutaires de la BCT.

Comme résumé plus haut, notre recherche a essayé d'améliorer notre compréhension des questions actuelles en macroéconomie : mécanisme de transmission de la politique monétaire, impact des rigidités des salaires sur l'efficacité de la politique monétaire et interaction entre politique monétaire et politique de change. Cependant, notre thèse n'est pas exempte de certaines limites, que de futures recherches pourraient combler. Tout d'abord, le modèle utilisé dans le premier chapitre porte sur une économie fermée sans prise en compte de la politique budgétaire. Bien que nous estimions que nos résultats sur l'importance des tensions inflationnistes et la non stabilité des prix ne sont pas liés à cette hypothèse, il serait envisageable d'approfondir les résultats obtenus dans ce chapitre en intégrant la politique budgétaire. Nous nous attendons en effet à ce que la combinaison entre la politique monétaire et budgétaire, modifie les canaux de transmission de la politique monétaire.

Ensuite, comme enrichissement du deuxième chapitre, les modèles DSGE avec frictions financières pourraient être un outil utile pour évaluer l'efficacité de la politique monétaire et ses implications sur le bien-être dans un nouveau contexte imposé par la crise financière. Il vise également à fournir aux décideurs tunisiens des informations sur la conception et la mise

en œuvre de politique macro-prudentielle. Un modèle de type Smets et Wouter (2003, 2007) ou Christiano et al. (2005), pourrait être utilisé dans cette perspective.

Enfin, il pourrait être utile d'évaluer l'impact des politiques monétaires accommodantes et non conventionnelles qui ont été menées dans de nombreux pays du monde, sur les économies émergentes, y compris la Tunisie. Ce sont les enjeux de notre futur programme de recherche.

BIBLIOGRAPHIE

- Abdelli, S. A., & Belhadj, B. (2015). The Dynamic Stochastic General Equilibrium Model for the Monetary Policy Analysis in Tunisia. *Global Journal of Human-Social Science Research*.
- Abdelli, S., & Belhadj, B. (2014). A Welfare Based Approach for choosing the Inflation Targeting and the Exchange Regime in Tunisia. *Journal of Economics and Behavioral Studies*, 6(12), 919.
- Adjemian, S., & Devulder, A. (2011). Evaluation de la politique monétaire dans un modèle DSGE pour la zone euro. *Revue française d'économie*, 26(1), 201-245.
- Adjemian, S., & Pelgrin, F. (2008). Un regard bayésien sur les modèles dynamiques de la macroéconomie. *Economie & prévision* (2), 127-152.
- Adjemian, S., Bastani, H., Juillard, M., Mihoubi, F., Perendia, G., Ratto, M., & Villemot, S. (2011). Dynare: Reference manual, version 4.
- Adolfson, M. (2001a). Monetary policy with incomplete exchange rate pass-through: *Sveriges Riksbank Working Paper Series*.
- Adolfson, M., Laséen, S., Lindé, J., & Villani, M. (2007b). Bayesian estimation of an open economy DSGE model with incomplete pass-through. *Journal of International Economics*, 72(2), 481-511.
- Adolfson, M., Laséen, S., Lindé, J., & Villani, M. (2007b). RAMSES-a new general equilibrium model for monetary policy analysis. *Sveriges Riksbank economic review*, 2, 5.
- Adolfson, M., Laséen, S., Lindé, J., & Villani, M. (2008). Evaluating an estimated new Keynesian small open economy model. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 32(8), 2690-2721.
- Aïssa, M. S. B., & Rebei, N. (2012). Price subsidies and the conduct of monetary policy. *Journal of macroeconomics*, 34(3), 769-787.
- Aïssa, S. M. B., & Musy, O. (2005). La persistance de l'inflation dans les modèles néokeynésiens. *Recherches Économiques de Louvain/Louvain Economic Review*, 71(2), 175-191.
- Albertini, J., Kamber, G., & Kirker, M. (2012). Estimated small open economy model with frictional unemployment. *Pacific Economic Review*, 17(2), 326-353.
- Altug, S. (1989). Time-to-build and aggregate fluctuations: some new evidence. *International Economic Review*, 889-920.
- Amano, R., Ambler, S., & Rebei, N. (2007). The macroeconomic effects of nonzero trend inflation. *Journal of Money, Credit and Banking*, 39(7), 1821-1838.
- An, S., & Schorfheide, F. (2007). Bayesian analysis of DSGE models. *Econometric reviews*, 26(2-4), 113-172.

- Anderson, M. D., Hunt, M. B., Kortelainen, M., Kumhof, M. M., Laxton, M. D., Muir, D., ... & Snudden, S. (2013). Getting to know gimf: The simulation properties of the global integrated monetary and fiscal model (No. 13-55). *International Monetary Fund*.
- Ball, L. (1999a). Efficient rules for monetary policy. *International finance*, 2(1), 63-83.
- Ball, L. M. (1999b). Policy rules for open economies *Monetary policy rules* (pp. 127-156): University of Chicago Press.
- Bayoumi, M. T., Faruquee, M. H., Laxton, M. D., Karam, M. P. D., Rebucci, M. A., Lee, M. J., ... & Tchakarov, I. (2004). GEM: A new international macroeconomic model (No. 239). *International Monetary Fund*.
- BCT (2013). Rapport Annuel 2013. *Banque Centrale de Tunisie, 2018*.
- BCT (2018). Rapport Annuel 2018. *Banque Centrale de Tunisie, 2015*.
- BCT (2014). Les mécanismes de transmission de la politique monétaire en Tunisie. Rapport final. *Banque Centrale de Tunisie, décembre 2014*
- BCT (2018). Rapport Annuel 2018. *Banque Centrale de Tunisie, 2013*.
- Benati, L. (2008). Investigating inflation persistence across monetary regimes. *The Quarterly journal of economics*, 123(3), 1005-1060.
- Benati, L. et Surico, P. (2009). VAR Analysis and the Great Moderation, *American Economic Review*, 99(4).
- Beneš, J., Hledik, T., Kumhof, M., & Vavra, D. (2005). *An economy in transition and DSGE: What the Czech National Bank's new projection model needs: CNB*.
- Benigno, P. (2001). Price Stability with Imperfect Financial Market Integration, *mimeo, NYU*.
- Bergin, P. R. (2003). Putting the 'new open economy macroeconomics' to a test. *Journal of International Economics*, 60(1), 3-34.
- Bernanke, B. S., & Mihov, I. (1998). Measuring monetary policy. *The Quarterly journal of economics*, 113(3), 869-902.
- Bernanke, B. S., & Mishkin, F. S. (1997). Inflation targeting: a new framework for monetary policy? *Journal of Economic perspectives*, 11(2), 97-116.
- Blake, A. P. (1997). Evaluating policy rules by stochastic simulation. *mimeo, NIESR*.
- Blanchard, O. J., & Galí, J. (2006). A new Keynesian model with unemployment.

- Blanchard, O. J., & Kahn, C. M. (1980). The solution of linear difference models under rational expectations. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1305-1311.
- Blanchard, O., & Gali, J. (2010). Labor markets and monetary policy: A New Keynesian model with unemployment. *American economic journal: macroeconomics*, 2(2), 1-30.
- Blanchard, O., (2017). Sur les modèles macroéconomiques. *Revue de l'OFCE*, n° 153.
- Bodart, V., De Walque, G., Pierrard, O., Sneessens, H. R., & Wouters, R. (2006). Nominal wage rigidities in a new Keynesian model with frictional unemployment.
- Boivin, J., & Giannoni, M. P. (2006). Has monetary policy become more effective? *The Review of Economics and Statistics*, 88(3), 445-462.
- Botman, D., Karam, P., & Laxton, D. (2008). Les modèles DSGE au FMI : applications et développements récents. *Economie prevision*, (2), 175-198.
- Boughrara, A. (2009). Monetary transmission mechanisms in Morocco and Tunisia. *Paper presented at the Economic Research Forum Working Paper Series*.
- Bullard, J., & Mitra, K. (2002). Learning about monetary policy rules. *Journal of monetary Economics*, 49(6), 1105-1129.
- Calvo, G. A. (1983). Staggered prices in a utility-maximizing framework. *Journal of monetary Economics*, 12(3), 383-398.
- Calvo, G. A. (2001). Capital markets and the exchange rate, with special reference to the dollarization debate in Latin America. *Journal of Money, Credit and Banking*, 312-334.
- Calvo, G. A., & Mendoza, E. G. (2000). Capital-markets crises and economic collapse in emerging markets: An informational-frictions approach. *American Economic Review*, 90(2), 59-64.
- Calvo, G. A., & Reinhart, C. M. (2002). Fear of floating. *The Quarterly journal of economics*, 117(2), 379-408.
- Calvo, G., & Végh, C. (1996). From currency substitution to dollarization and beyond: analytical and policy issues. *Money, Exchange Rates, and Output*, 153-75.
- Campa, J. M., & Goldberg, L. S. (2002). Exchange rate pass-through into import prices: A macro or micro phenomenon? National Bureau of Economic Research.
- Campa, J. M., & Goldberg, L. S. (2005). Exchange rate *pass-through* into import prices. *Review of Economics and Statistics*, 87(4), 679-690.
- Caputo, M. R. (2005). *Foundations of dynamic economic analysis: optimal control theory and applications*: Cambridge University Press.

- Caputo, R. (2004). *Exchange rates and monetary policy in open economies: the experience of Chile in the nineties*: Banco Central de Chile.
- Castelnuovo, E. (2006). Monetary policy switch, the Taylor curve, and the great moderation.
- Cateau, G., & Murchison, S. (2010). Monetary policy rules in an uncertain environment. *Bank of Canada Review*, 2010(Spring), 27-39.
- Charfi, F. M. (2009). Euro/dollar : quelle stratégie de change pour la Tunisie ? *Revue de l'OFCE*(1), 85-114.
- Charfi, F. M. (2016a). La politique monétaire en Tunisie en période de transition : faire face à la vulnérabilité économique et bancaire. *Techniques Financières et Développement* (1), 49-60.
- Cho, S., & Moreno, A. (2006). A small-sample study of the New-Keynesian macro model. *Journal of Money, Credit, and Banking*, 38(6), 1461-1481.
- Choudhri, E. U., & Hakura, D. S. (2006). Exchange rate pass-through to domestic prices: does the inflationary environment matter? *Journal of International Money and Finance*, 25(4), 614-639.
- Christensen, B. V., & Schanz, J. F. (2018). Central Banks and Debt: Emerging Risks to the Effectiveness of Monetary Policy in Africa?. *BIS Paper*, (99).
- Christiano, L. J., & Eichenbaum, M. (1992). Current real-business-cycle theories and aggregate labor-market fluctuations. *The American Economic Review*, 430-450.
- Christiano, L. J., Eichenbaum, M., & Evans, C. L. (1998). Monetary policy shocks: what have we learned and to what end? National bureau of economic research.
- Christiano, L. J., Eichenbaum, M., & Evans, C. L. (2005). Nominal rigidities and the dynamic effects of a shock to monetary policy. *Journal of political Economy*, 113(1), 1-45.
- Christiano, L. J., Motto, R., & Rostagno, M. (2010a). Financial factors in economic fluctuations.
- Christiano, L. J., Trabandt, M., & Walentin, K. (2010b). Involuntary unemployment and the business cycle: National Bureau of Economic Research.
- Clarida, R., Gali, J., & Gertler, M. (1998). Monetary policy rules in practice: some international evidence. *European economic review*, 42(6), 1033-1067.
- Clarida, R., Gali, J., & Gertler, M. (1999). The science of monetary policy: a new Keynesian perspective: National bureau of economic research.
- Clarida, R., Gali, J., & Gertler, M. (2000). Monetary policy rules and macroeconomic stability: evidence and some theory. *The Quarterly journal of economics*, 115(1), 147-180.

- Cooper, R. (1971). Currency Devaluation in Developing Countries. *Essays in International Finance No. 86, (Princeton, NJ: Princeton University)*.
- Côté, D., Lam, J. P., Liu, Y., & St-Amant, P. (2002). The role of simple rules in the Conduct of Canadian Monetary Policy. *Bank of Canada Review*, 2002(Spring), 27-35.
- Coupet, M., & Renne, J.-P. (2008). Réformes fiscales dans un modèle DSGE France en économie ouverte. *Economie & prévision* (2), 199-222.
- Cukierman, A. (1992), «Central bank strategy, credibility and independence: theory and evidence». *Cambridge, Mass, MIT Press*.
- Dagher, J., Gottschalk, J. & Portillo, R. (2010). Oil Windfalls in Ghana: A DSGE Approach, *Research Department and IMF Institute, IMF Working Paper, WP/10/116* (May 2010).
- De Grauwe, P. (2010). The scientific foundation of dynamic stochastic general equilibrium (DSGE) models. *Public choice*, 144(3-4), 413-443.
- DeJong, D. N., Ingram, B. F., & Whiteman, C. H. (2000). A Bayesian approach to dynamic macroeconomics. *Journal of Econometrics*, 98(2), 203-223.
- Dennis, R. (2005). Uncertainty and monetary policy. *FRBSF economic letter*.
- Devereux, M. (2001). Monetary policy, exchange rate flexibility, and exchange rate pass-through. *Revisiting the Case for Flexible Exchange Rates*, 47-82.
- Dornbusch, R., Krugman, P., & Cooper, R. N. (1976). Flexible exchange rates in the short run. *Brookings Papers on Economic Activity*, 1976(3), 537-584.
- Dotsey, M. (2013). DSGE models and their use in monetary policy. *Business Review Q*, 2, 10-16.
- Drissi, r., & Gaaloul, s. (2013). *Optimal monetary policy with two competing pricing modeling in an estimated DSGE model for Tunisia*. Paper presented at the 11th EBES conference.
- Edwards, S. (1989). Exchange rate misalignment in developing countries. *The World Bank Research Observer*, 4(1), 3-21.
- Eijffinger, S. C., & Hoeberichts, M. M. (2008). The trade-off between central bank independence and conservatism in a New Keynesian framework. *European Journal of Political Economy*, 24(4), 742-747.
- Erceg, C. J., Guerrieri, L., & Gust, C. J. (2005). SIGMA: a new open economy model for policy analysis.
- Eschenhof, S. (2009). Comparing monetary policy rules in a small open economy framework: An empirical analysis using Bayesian techniques: Discussion papers in economics.

- Faccini, R., Millard, S., & Zanetti, F. (2011). Wage rigidities in an estimated DSGE model of the UK labour market.
- Faia, E. (2009). Ramsey monetary policy with labor market frictions. *Journal of monetary Economics*, 56(4), 570-581.
- Faruquee, H. (2004). Exchange rate pass-through in the euro area: The role of asymmetric pricing behavior: *International Monetary Fund*.
- Fernández-Villaverde, J. (2010). The econometrics of DSGE models. *SERIES: Journal of the Spanish Economic Association*, 1(1), 3-49.
- Fernández-Villaverde, J., & Rubio-Ramírez, J. F. (2007). Estimating macroeconomic models: A likelihood approach. *The Review of Economic Studies*, 74(4), 1059-1087.
- Fernández-Villaverde, J., Guerrón-quintana, P., & Rubio-Ramírez, J. F. (2009). The new macroeconometrics : a Bayesian approach.
- FMI (2018). Tunisia: Third review under the extended fund facility, and request for waiver of applicability and modification of performance criteria. International Monetary Fund, 2018. Middle East and Central Asia Dept.
- Francis, N., & Ramey, V. A. (2005). Is the technology-driven real business cycle hypothesis dead? Shocks and aggregate fluctuations revisited. *Journal of monetary Economics*, 52(8), 1379-1399.
- Fuhrer, J. C. (1996). Monetary policy shifts and long-term interest rates. *The Quarterly journal of economics*, 111(4), 1183-1209.
- Fuhrer, J. C. (1997). The (un) importance of forward-looking behavior in price specifications. *Journal of Money, Credit, and Banking*, 338-350.
- Fuhrer, J. C. (2000). Habit formation in consumption and its implications for monetary-policy models. *American Economic Review*, 90(3), 367-390.
- Fuhrer, J. C., & Rudebusch, G. D. (2004). Estimating the Euler equation for output. *Journal of monetary Economics*, 51(6), 1133-1153.
- Gagnon, J. E., & Ihrig, J. (2004). Monetary policy and exchange rate pass - through. *International Journal of Finance & Economics*, 9(4), 315-338.
- Gali, J. (1999). Technology, employment, and the business cycle: do technology shocks explain aggregate fluctuations? *American economic review*, 89(1), 249-271.
- Galí, J. (2010). Monetary policy and unemployment: National Bureau of Economic Research.

- Galí, J. (2011). The return of the wage Phillips curve. *Journal of the European Economic Association*, 9(3), 436-461.
- Galí, J., & Gertler, M. (1999). Inflation dynamics: A structural econometric analysis. *Journal of monetary Economics*, 44(2), 195-222.
- Galí, J., & Monacelli, T. (2005). Monetary policy and exchange rate volatility in a small open economy. *The Review of Economic Studies*, 72(3), 707-734.
- Galí, J., Gertler, M., & Lopez-Salido, J. D. (2003). Erratum to “European inflation dynamics”: [European Economic Review 45 (2001), 1237–1270]. *European Economic Review*, 47(4), 759-760.
- Garcia-Cicco, J., Pancrazi, R., & Uribe, M. (2010). Real business cycles in emerging countries? *American Economic Review*, 100(5), 2510-31.
- Gelain, P., & Kulikov, D. (2009). An estimated dynamic stochastic general equilibrium model for Estonia: *Eesti Pank*.
- Gelman, A. (2006). Prior distributions for variance parameters in hierarchical models (comment on article by Browne and Draper). *Bayesian analysis*, 1(3), 515-534.
- Gertler, M., & Karadi, P. (2011). A model of unconventional monetary policy. *Journal of monetary Economics*, 58(1), 17-34.
- Gertler, M., Sala, L., & Trigari, A. (2008). An estimated monetary DSGE model with unemployment and staggered nominal wage bargaining. *Journal of Money, Credit and Banking*, 40(8), 1713-1764.
- Goldberg, P. K., & Knetter, M. M. (1996). Goods prices and exchange rates: What have we learned? : National Bureau of Economic Research.
- Goldfajn, I., & Werlang, S. R. d. C. (2000). The pass-through from depreciation to inflation: a panel study.
- Goodfriend, M. (1991). *Interest rates and the conduct of monetary policy*. Paper presented at the Carnegie-Rochester conference series on public policy.
- Grabek, G., Klos, B., & Koloch, G. (2011). SOEPL 2009-An estimated dynamic stochastic general equilibrium model for policy analysis and forecasting.
- Harrison, R., Nikolov, K., Quinn, M., Ramsay, G., Scott, A., & Thomas, R. (2005). The Bank of England quarterly model. *London: Bank of England*.
- Huseynov, S. (2010). An estimated DSGE model for Turkey with a monetary regime change.

- Institut Tunisien de la Compétitivité et des Études Quantitatives (2017). Note et analyse de l'ITCEQ N°60 – 2017, La rémunération des salariés 2010-2017. *Document de travail*.
- Ireland, P. (1999). Matlab code for A Method for Taking Models to the Data. *QM&RBC Codes*.
- Ito, T., & Sato, K. (2008). Exchange Rate Changes and Inflation in Post - Crisis Asian Economies: Vector Autoregression Analysis of the Exchange Rate Pass - Through. *Journal of Money, Credit and Banking*, 40(7), 1407-1438.
- Jondeau, E., & Le Bihan, H. (2002). Evaluating Monetary Policy Rules in Estimated Forward-Looking Models. A Comparison of US and German Monetary Policies. *Annales d'économie et de statistique*, 357-388.
- Jouini, N., & Rebei, N. (2014). The welfare implications of services liberalization in a developing country. *Journal of Development Economics*, 106, 1-14.
- Juillard, M. (2004). DYNARE: A program for simulating and estimating DSGE models.
- Juillard, M., & Ocktan, T. (2008). Méthodes de simulation des modèles stochastiques d'équilibre général. *Economie & prévision* (2), 115-126.
- Juillard, M., Karam, P. D., Laxton, D., & Pesenti, P. A. (2006). Welfare-based monetary policy rules in an estimated DSGE model of the US economy.
- Justiniano, A., & Preston, B. (2010). Can structural small open-economy models account for the influence of foreign disturbances? *Journal of International Economics*, 81(1), 61-74.
- Justiniano, A., & Preston, B. (2010b). Monetary policy and uncertainty in an empirical small open - economy model. *Journal of Applied Econometrics*, 25(1), 93-128.
- Justiniano, M. A., Elekdag, S., & Tchakarov, I. (2005). *An Estimated Small Open Economy Model of the Financial Accelerator (EPub)*: International Monetary Fund.
- Kam, T., Lees, K., & Liu, P. (2009). Uncovering the hit list for small inflation targeters: A Bayesian structural analysis. *Journal of Money, Credit and Banking*, 41(4), 583-618.
- Kempf, H., & Lanteri, M. (2008). La gouvernance des banques centrales dans les pays émergents et en développement: le cas de l'Afrique subsaharienne. *Bulletin de la Banque de France* • N, 171, 83.
- Kim, Y., & Schmidt, P. (2000). A review and empirical comparison of Bayesian and classical approaches to inference on efficiency levels in stochastic frontier models with panel data. *Journal of Productivity Analysis*, 14(2), 91-118.
- King, M. (2000). Monetary policy: theory in practice. *Address to the joint luncheon of the American Economic Association and the American Finance Association, Boston*, 7.

- King, R. G., & Wolman, A. L. (2004). Monetary discretion, pricing complementarity, and dynamic multiple equilibria. *The Quarterly Journal of Economics*, 119(4), 1513-1553.
- Kolasa, M. (2009). Structural heterogeneity or asymmetric shocks? Poland and the euro area through the lens of a two-country DSGE model. *Economic Modelling*, 26(6), 1245-1269.
- Koopman, S. J., N. Shephard, and D. Creal (2007). Testing the assumptions behind importance sampling. Unpublished manuscript, Department of Econometrics, Vrije Universiteit.
- Krause, S., & Méndez, F. (2008). Institutions, arrangements and preferences for inflation stability: Evidence and lessons from a panel data analysis. *Journal of macroeconomics*, 30(1), 282-307.
- Krugman, P., & Taylor, L. (1978). Contractionary effects of devaluation. *Journal of International Economics*, 8(3), 445-456.
- Kurmann A (2005) Quantifying the uncertainty about the fit of a New Keynesian pricing model. *J Monet Econ* 52:1119–1134
- Kydland, F. E., & Prescott, E. C. (1982). Time to build and aggregate fluctuations. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1345-1370.
- Laforte, J. P. (2007). Pricing models: a Bayesian DSGE approach for the US economy. *Journal of Money, Credit and Banking*, 39, 127-154.
- Lajmi, M., & EL Khadhraoui, S. (2013). Modèle de Prévision à Moyen Terme pour la Tunisie. *A model of middle term forecasting for Tunisia*, mimeo of Central Bank of Tunisia.
- Landon-Lane, J. S. (1998). *Bayesian Comparison of Dynamic Macroeconomics Models*. University of Minnesota.
- Leeper, E. M., & Sims, C. A. (1994). Toward a modern macroeconomic model usable for policy analysis. *NBER Macroeconomics Annual*, 9, 81-118.
- Levieuge, G. (2006). Règle de Taylor vs Règle-ICM. *Revue économique*, 57(1), 85-121.
- Licheron, J. (2009). Politique monétaire de la BCE et inertie des taux d'intérêt : Quel rôle pour les indicateurs d'inflation nationaux ? *Revue économique*, vol. 60(3), 713-725.
- Lindé, J. (2005). Estimating New-Keynesian Phillips curves: A full information maximum likelihood approach. *Journal of monetary Economics*, 52(6), 1135-1149.
- Lubik, T. A., & Schorfheide, F. (2007a). Do central banks respond to exchange rate movements? A structural investigation. *Journal of monetary Economics*, 54(4), 1069-1087.
- Lubik, T., & Schorfheide, F. (2004). Testing for Indeterminacy: An Application to US Monetary Policy" forthcoming in *American Economic Review*.

- Lubik, T., & Schorfheide, F. (2005). A Bayesian look at new open economy macroeconomics. *NBER Macroeconomics Annual*, 20, 313-366.
- Lucas, R. E. (1976). *Econometric policy evaluation: A critique*. Paper presented at the Carnegie-Rochester conference series on public policy.
- Lucotte, Y. (2015). Le ciblage d'inflation dans les économies émergentes. *Revue française d'économie*, 30(2), 93-128.
- Lundvik, P. (1992). Foreign demand and domestic business cycles: Sweden 1891-1987: Chapter.
- Mankiw, N. G. (2000). The Inexorable and Mysterious Tradeoff Between Inflation and Unemployment. *NBER Working Paper Series*, 7884.
- Mankiw, N. G. (2001). The inexorable and mysterious tradeoff between inflation and unemployment. *The Economic Journal*, 111(471), 45-61.
- Mankiw, N. G. (2010). Questions about fiscal policy: Implications from the financial crisis of 2008-2009. *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, 92(May/June 2010).
- Marin, J.-M., & Robert, C. P. (2009). Les bases de la statistique bayésienne. *Techniques de l'ingénieur*, 1-25.
- Marston, R. C. (1985). Financial disturbances and the effects of an exchange rate union. *Exchange Rate Management under Uncertainty*. Cambridge, 272-291.
- McCallum, B. T. (1999). Issues in the design of monetary policy rules. *Handbook of macroeconomics*, 1, 1483-1530.
- McCallum, B. T. (2001a). Monetary policy analysis in models without money: National Bureau of Economic Research.
- McCallum, B. T. (2001b). Should monetary policy respond strongly to output gaps? : National Bureau of Economic Research.
- McCallum, B. T., & Nelson, E. (1999). Nominal income targeting in an open-economy optimizing model. *Journal of monetary Economics*, 43(3), 553-578.
- McGrattan, E. R. (1994). The macroeconomic effects of distortionary taxation. *Journal of monetary Economics*, 33(3), 573-601.
- Medina, J. P., & Soto, C. (2007a). Copper price, fiscal policy and business cycle in Chile. *Banco Central de Chile*.
- Medina, J. P., & Soto, C. (2007b). The Chilean Business Cycle through the Lens of a Stochastic General Equilibrium Model. *Central Bank of Chile Working Papers*, no 457, December.

- Medina, J. P., Munro, A. & Soto, C (2008). What Drives the Current Account in Commodity Exporting Countries? The Cases of Chile and New Zealand. *BIS Working Paper no 247, March*.
- Mishkin, F. S. (2004). Can inflation targeting work in emerging market countries? (No. w10646). *National Bureau of Economic Research*.
- Mkrtchyan, A., Dabla-Norris, E., & Stepanyan, A. (2009). A New Keynesian model of the Armenian economy.
- Monacelli, T. (2005). Monetary policy in a low pass-through environment. *Journal of Money, Credit, and Banking*, 37(6), 1047-1066.
- Mouley, S. (2012). *Le rôle des politiques monétaires et la convergence macroéconomique sur le développement des systèmes financiers dans les pays du sud de la Méditerranée. = The role of monetary policies and macroeconomic convergence in the development of financial systems in south Mediterranean countries. MEDPRO Technical Report No. 12/April 2012.*
- Moyen, S., & Sahuc, J.-G. (2005). Incorporating labour market frictions into an optimising-based monetary policy model. *Economic Modelling*, 22(1), 159-186.
- Moyen, S., & Sahuc, J.-G. (2008). Le modèle d'équilibre général de la « Nouvelle synthèse » : quelles hypothèses retenir? *Economie & prevision* (2), 15-34.
- Naoussi, C. F., & Tripier, F. (2012). La modélisation en équilibre général dynamique et stochastique des cycles économiques en Afrique Sub-Saharienne : une revue de la littérature. *Revue d'économie politique*, 122(5), 657-683.
- Obstfeld, M. (1981). Macroeconomic policy, exchange-rate dynamics, and optimal asset accumulation. *Journal of political Economy*, 89(6), 1142-1161.
- Olekah, J. K. A., & Oyaromade, R. (2007). Estimating a DSGE model of the Nigerian Economy. *In Draft Presented at the* (Vol. 12).
- Onatski, A., & Williams, N. (2004). Empirical and policy performance of a forward-looking monetary model. *Manuscript, Princeton University, Department of Economics*.
- OCDE (2018). Études économiques de l'OCDE : Tunisie, Mars 2018, Synthèse. © *OECD 2018*.
- OCDE (2015). Série "Politiques meilleures" TUNISIE : Un programme de réformes à l'appui de la compétitivité et de la croissance inclusive, MARS 2015. © *OCDE 2015*.
- Ostry, M.J.D., Ghosh, M.A.R. and Chamon, M.M. (2012) 'Two targets, two instruments: Monetary and exchange rate policies in emerging market economies'. *International Monetary Fund*.
- Otrok, C. (2001). On measuring the welfare cost of business cycles. *Journal of monetary Economics*, 47(1), 61-92.

- Pedersen, J., & Ravn, S. H. (2013). What drives the business cycle in a small open economy? Evidence from an estimated DSGE Model of the Danish economy: Danmarks Nationalbank Working Papers.
- Peiris, S. J., & Saxegaard, M. (2007). An estimated DSGE model for monetary policy analysis in low-income countries.
- Plantier, C., & Scrimgeour, D. (2002). The Taylor rule and its relevance to New Zealand monetary policy. *Reserve Bank of New Zealand Bulletin*, 65(3), 5-13.
- Ragan, C. (2006). L'importance de la politique monétaire : une perspective canadienne. *Revue de la Banque du Canada*, Hiver, 2007.
- Rana, P. B., & Dowling Jr, J. M. (1985). Inflationary effects of small but continuous changes in effective exchange rates: nine Asian LDCs. *The Review of Economics and Statistics*, 496-500.
- Ratto, M., Roeger, W., & in't Veld, J. (2009). QUEST III: An estimated open-economy DSGE model of the euro area with fiscal and monetary policy. *Economic Modelling*, 26(1), 222-233.
- Riggi, M. (2010). Nominal and real wage rigidities in New Keynesian models: a critical survey. *Journal of Economic Surveys*, 24(3), 539-572.
- Riggi, M., & Tancioni, M. (2010). Nominal vs real wage rigidities in New Keynesian models with hiring costs: A Bayesian evaluation. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 34(7), 1305-1324.
- Roger, S. (2010). Ciblage de l'inflation : 20 ans déjà. *Finances et Développement*.
- Rudebusch G.D. (2006), Monetary policy inertia: Fact or fiction?. *International Journal of Central Banking*, 2, p. 85-135.
- Rudebusch, G. D. (2002). Term structure evidence on interest rate smoothing and monetary policy inertia. *Journal of monetary economics*, 49(6), 1161-1187.
- Sack, B., & Wieland, V. (2000). Interest-rate smoothing and optimal monetary policy: a review of recent empirical evidence. *Journal of Economics and Business*, 52(1-2), 205-228.
- Sahuc, J. G., & Smets, F. (2008). Differences in Interest Rate Policy at the ECB and the Fed: An Investigation with a Medium - Scale DSGE Model. *Journal of Money, Credit and Banking*, 40(2-3), 505-521.
- Sangaré, I. (2014). Chocs extérieurs et régimes monétaires en Asie du Sud-est : une analyse DSGE.
- Sangaré, I. (2016). Les pays d'Asie du Sud-Est ont-ils intérêt à stabiliser le taux de change face à des chocs externes?. *Revue économique*, 67(2), 227-262.

- Schmitt-Grohé, S., Uribe, M., & Ramos, A. (2008). *International Macroeconomics*: Duke University Durham.
- Schorfheide, F. (2000). Loss function - based evaluation of DSGE models. *Journal of Applied Econometrics*, 15(6), 645-670.
- Schorfheide, F. (2008). DSGE model-based estimation of the New Keynesian Phillips curve.
- Sergi, F. (2014). Quelle méthodologie pour une étude des modèles DSGE ? Suggestions à partir d'un état des lieux des recherches sur la modélisation.
- Sergi, F. (2018). DSGE models and the Lucas Critique. A historical appraisal.
- Sheen, J., & Wang, B. Z. (2016). Assessing labor market frictions in a small open economy. *Journal of macroeconomics*, 48, 231-251.
- Smets, F. (1997). Financial asset prices and monetary policy: theory and evidence.
- Smets, F., & Wouters, R. (2003). An estimated dynamic stochastic general equilibrium model of the euro area. *Journal of the European Economic Association*, 1(5), 1123-1175.
- Smets, F., & Wouters, R. (2007). Shocks and frictions in US business cycles: A Bayesian DSGE approach. *The American Economic Review*, 97(3), 586-606.
- Steinbach, M., Mathuloe, P., & Smit, B. (2009). An open economy New Keynesian DSGE model of the South African economy. *South African Journal of Economics*, 77(2), 207-227.
- Stiglitz, J. E. (2017). Where modern macroeconomics went wrong. *NBER, working paper*, n° 23795.
- Stockman, A. C., & Svensson, L. E. (1987). Capital flows, investment, and exchange rates. *Journal of monetary Economics*, 19(2), 171-201.
- Svensson, L. E. (2000). Open-economy inflation targeting. *Journal of International Economics*, 50(1), 155-183.
- Svensson, L. E. (2002). Inflation targeting: should it be modeled as an instrument rule or a targeting rule? *European Economic Review*, 46(4-5), 771-780.
- Svensson, L. E., & Van Wijnbergen, S. (1989). Excess capacity, monopolistic competition, and international transmission of monetary disturbances. *The Economic Journal*, 785-805.
- Tarchi, A. (2004). Politique de taux de change en Tunisie et compétitivité extérieur. *Cahiers de l'IEQ*, 19.
- Taylor, J. B. (1993). *Discretion versus policy rules in practice*. Paper presented at the Carnegie-Rochester conference series on public policy.

- Taylor, J. B. (2000). Low inflation, pass-through, and the pricing power of firms. *European economic review*, 44(7), 1389-1408.
- Taylor, J. B. (2001). The role of the exchange rate in monetary-policy rules. *The American Economic Review*, 91(2), 263-267.
- Tinsley, P. (1993). *Fitting both data and theories: Polynomial adjustment costs and error-correction decision rules* (No. 93-21). Board of Governors of the Federal Reserve System (US).
- Tovar, C. E. (2009). DSGE models and central banks. *Economics: The Open-Access, Open-Assessment E-Journal*, 3.
- Turnovsky, S. J. (1981). Monetary policy and foreign price disturbances under flexible exchange rates: a stochastic approach. *Journal of Money, Credit and Banking*, 13(2), 156-176.
- Vangu, J.-P. K. T. (2014). Diagnostic de la politique monétaire en Rép. Dém. Congo—Approche par l'Équilibre Général Dynamique Stochastique. *Résumé*.
- Weerapana, A. (2000). The performance of simple monetary policy rules in a large open economy.
- Woodford, M. (1999). Optimal monetary policy inertia. *The Manchester School*, 67(s1), 1-35.
- Woodford, M. (2003). Comment on: Multiple-solution indeterminacies in monetary policy analysis. *Journal of monetary Economics*, 50(5), 1177-1188.

Essais sur la politique monétaire en Tunisie dans un cadre d'Équilibre Général Dynamique Stochastique

Résumé :

En Tunisie, les autorités ont dû faire face à maints défis économiques en 2011 qui a marqué un véritable retournement de la conjoncture économique après le soulèvement populaire et le renversement du pouvoir politique en place. Depuis, la Banque Centrale de Tunisie a été au centre des controverses quant au rôle qu'elle a joué ou qu'elle devrait jouer vis-à-vis de la croissance, de la réduction du chômage et de la stabilité des prix. Le premier chapitre analyse les effets de la politique monétaire dans un contexte d'une menace inflationniste élevée. Nous montrons que les effets de la réponse de la BCT à l'inflation a été limitée et que l'instrument de politique monétaire est devenu quasi-inopérant. Il ressort que l'efficacité de la politique monétaire de la BCT a donc été limitée par autres facteurs telle que la forte dépréciation du dinar observée depuis 2011 a fait s'accroître l'inflation importée. Le deuxième chapitre porte sur l'interaction entre la politique monétaire et les mouvements du taux de change. Nous montrons que le degré de *pass-through* a un impact considérable sur les fluctuations économiques en termes de variabilité de l'inflation et de l'écart de production. Conformément à ce qui avait été trouvé dans le premier chapitre, le canal du taux d'intérêt s'avère également inefficace notamment dans un contexte de *pass-through* incomplet. Ainsi, l'enjeu de la BCT est de stabiliser l'écart de change afin d'améliorer l'efficacité de la politique monétaire et limiter l'inflation. Les imperfections sur le marché du travail sont également susceptibles d'expliquer l'inflation en Tunisie et les difficultés à contrôler la hausse des prix. Nous analysons dans le dernier chapitre les effets de la politique monétaire en considérant la rigidité salariale sur le marché du travail. Il ressort de ce chapitre que la rigidité des salaires affecte largement la dynamique de l'inflation en Tunisie et en conséquence, l'efficacité de la politique monétaire.

Mots clés : Politique monétaire, *pass-through*, rigidité nominale des salaires, Modèles DSGE.

Essays on Monetary Policy in Tunisia in a Stochastic Dynamic General Equilibrium Framework

Abstract:

In Tunisia, the authorities had to face many economic challenges in 2011 which marked a real reversal of the economic situation after the popular uprising and the overthrow of the political power in place. Since then, the Central Bank of Tunisia has been at the center of controversy over the role it has played or should play in relation to growth, the reduction of unemployment and price stability. The first chapter analyzes the effects of monetary policy in the context of a high inflationary threat. We show that the effects of the BCT response to inflation have been limited and that the monetary policy instrument has become almost inoperative. It appears that the effectiveness of the CBT's monetary policy was thus limited by other factors such that the sharp depreciation of the dinar observed since 2011 has increased imported inflation. The second chapter deals with the interaction between monetary policy and exchange rate movements. We show that the degree of *pass-through* has a considerable impact on economic fluctuations in terms of the variability of inflation and the output gap. In line with what was found in the first chapter, the interest rate channel is also inefficient, particularly in the context of incomplete *pass-through*. Thus, the challenge for the BCT is to stabilize the exchange rate gap in order to improve the effectiveness of monetary policy and limit inflation. Imperfections in the labor market are also likely to explain inflation in Tunisia and difficulties in controlling price increases. In the last chapter, we analyze the effects of monetary policy by considering wage rigidity in the labor market. This chapter shows that wage rigidity largely affects the dynamics of inflation in Tunisia and consequently the effectiveness of monetary policy.

Keywords: Monetary policy, *pass-through*, nominal wage rigidity, DSGE models.

