
Actes de la troisième Conférence internationale sur la Francophonie économique

VERS UNE ÉCONOMIE RÉSilIENTE, VERTE ET INCLUSIVE

Université Cheikh Anta Diop de Dakar – Sénégal, 16 – 18 mars 2022

**LA POLITIQUE MONÉTAIRE FACE A UNE PERSISTANCE DE L'INFLATION : CAS DE LA
TUNISIE**

Kawther ALIMI

Enseignante chercheuse en Sciences économiques,
Université de Sfax, Tunisie
kaouther.alimi@fsegs.usf.tn

RÉSUMÉ – L'inflation en Tunisie, n'a cessé d'augmenter, depuis 2011, et est caractérisée par une tendance haussière remarquée. 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. Dans ce contexte de pressions inflationniste, la Banque Centrale de Tunisie (BCT), dont l'objectif primordial est la stabilité des prix, a procédé par hausser son taux directeur à plusieurs reprises (BCT, 2019) mais elle n'a pas abouti aux résultats attendus. Cet article analyse ainsi l'efficacité du canal du taux d'intérêt en Tunisie et les effets de la politique monétaire dans un contexte de forte pression inflationniste à l'aide d'un modèle DSGE macroéconomique néokeynésien simple. Nous montrons que le canal du taux d'intérêt est quasi-inopérant et que l'inflation en Tunisie n'est pas sous le contrôle de la BCT. De plus, les effets de la politique monétaire sont limités par des facteurs autres que monétaires.

Mots-clés : politique monétaire, inflation, canal du taux d'intérêt, modèle DSGE.

Les idées et opinions exprimées dans ce texte n'engagent que leur(s) auteur(s) et ne représentent pas nécessairement celles de l'OFE ou de ses partenaires. Aussi, les erreurs et lacunes subsistantes de même que les omissions relèvent de la seule responsabilité de ou des auteurs.

Introduction

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 2011¹ », 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 avec a posteriori une forte contraction en 2020 (BCT, 2021)². 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 cet article sur un modèle macroéconomique néokeynésien simple, à l'instar de nombreux travaux portant sur cette thématique (Lubik et Schorfheide, 2004 ; Juillard et al. 2006 ; Galí, 2010 ; Adjemian et Devulder, 2011).

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 modèles néokeynésiens et les DSGE³. 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.

Cet article est structuré comme suit. La section 2 analyse la conduite de la politique monétaire en Tunisie durant les différentes phases pré et postrévolutionnaires et en dégage l'originalité de cet aperçu historique en sous-périodes. La section 3 décrit le modèle macroéconomique néokeynésien utilisé pour l'analyse. La section 4 présente les données et la méthode d'estimation des paramètres du modèle. La section 5 discute des résultats issus de l'estimation bayésienne et l'analyse de la décomposition de la variance d'erreur. Finalement, la section 6 conclut.

1. Un diagnostic de la conduite de la politique monétaire 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-

¹ « Les problèmes économiques croissants et les disparités ont conduit les Tunisiens à descendre dans les rues pour protester contre l'ancien gouvernement. Ces problèmes ont été accentués par les impacts négatifs immédiats de la révolution, caractérisée par une longue période d'incertitude et d'instabilité » (BAD, 2012).

² Voir Rapport Banque Centrale de Tunisie, 2020. Périodique de conjoncture N°133 – Septembre 2021. Chapitre Publications, à l'adresse [http : //www.bct.gov.tn](http://www.bct.gov.tn)

³ Les modèles d'Équilibre Général Dynamique Stochastique (de l'anglais Dynamic Stochastic General Equilibrium, DSGE) sont une extension de la théorie d'équilibre général. Pour plus de détails sur ces modèles voir [Smets et Wouters (2003,2004), Galí et Rabanal (2004), Jondeau et Sahuc (2004)].

révolution » et celle de « la post-révolution ». Notre analyse de la conduite de la politique monétaire comporte ainsi un découpage historique conséquent.

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 2012⁴, 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 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 manufacturier⁵. 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 élevé⁶.

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

⁴ « 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).

⁵ Le secteur manufacturier présente près de 80 % du marché des exportations tunisiennes.

⁶ 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).

contexte auquel ils faisaient face était le même : les principaux indicateurs macroéconomiques étaient en rouge⁷.

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.

1.1.1. 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 reprises⁸; 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.

Pour Charfi (2016), 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.

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 dinar⁹, en contrepartie des importations qui coûtent désormais de plus en plus chères¹⁰.

1.1.2. 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

⁷ 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 dépréciation continue face aux principales devises, une inflation difficilement maîtrisable, un niveau d'activité décéléré, une productivité faible et un chômage persistant.

⁸ 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%.

⁹ 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.

¹⁰ Cela est principalement dû au fait que la Tunisie est un pays rigide à l'importation.

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)¹¹.

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 déplafonnement des taux sur les dépôts bancaires à terme et la mise en place d'un système de « *Trade-reporting* »¹² (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. Ainsi, des déséquilibres macroéconomiques et un niveau du chômage élevé ont été constatés.

Dans ce contexte de déséquilibres macroéconomiques, certaines conséquences directes sur l'activité économique sont incontournables¹³. Nous pouvons citer entre autres le creusement important du déficit courant¹⁴, 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 maints déficits durant ladite période.

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 2012¹⁵. 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).

¹¹ 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).

¹² 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).

¹³ 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).

¹⁴ 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).

¹⁵ Rapport annuel de la Banque Centrale de Tunisie (2013), page 25.

1.1.3. Troisième Phase : la modernisation du cadre opérationnel de la politique monétaire, vers une stratégie de celle-ci 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.

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 France¹⁶. 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 place¹⁷. 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. 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. 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, c'est l'objet de la section suivante.

2. Le modèle

Dans cet article, le cadre d'analyse de la politique monétaire s'inscrit dans la synthèse néokeynésienne à la Clarida et al. (1999). Ainsi, un modèle macroéconomique d'un DSGE

¹⁶ 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.

¹⁷ 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 ».

simple 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 Taylor¹⁸. 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 agrégées (NKPC), (voir Fuhrer, 1996 ; Clarida et al., 1999 ; Smets et Wouters, 2003 ; Schorfheide 2008).

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

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

$$\pi_t = (1 - \omega)\pi_{t-1} + \omega E_t \pi_{t+1} + \kappa y_t + \eta_t^\pi \quad [\text{Courbe de Phillips Néokeynésienne}]^{19} \quad (2)$$

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

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*²⁰, 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 ménages²¹, et φ est l'inverse de l'élasticité de substitution intertemporelle de la consommation²².

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)²³. Selon ladite équation, le niveau de l'inflation passée, de l'inflation future anticipée ainsi que de l'écart de production courant, agissent positivement sur le niveau actuel d'inflation. Comme le

¹⁸ 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.

¹⁹ 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 Galí et Gertler.

Vu l'incorporation des termes d'inflation retardée, ladite équation a réussi à échapper à la critique de Lucas (Lufutu, 2015).

²⁰ 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).

²¹ 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.

²² 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.

²³ 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.

soutiennent plusieurs auteurs (Schorfheide, 2008 ; Amano et al., 2007 ; Kurman, 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* (tourné 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, 1999). 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)²⁴ 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 production²⁵. 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 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 équation indique la règle suivie par la Banque centrale pour déterminer son taux d'intérêt nominal R_t 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 et 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

²⁴ Cité par Aïssa et Musy (2005).

²⁵ Voir Castelnuovo (2006) pour plus de détails.

influencée par l'usage des règles monétaires simples comme celle de Taylor, par rapport à celles complexes.

La partie $(\xi_{\pi}\pi_t + \xi_y y_t)$ de l'équation 3 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 (voir équation 1). Ceci, induit une variation positive de l'inflation²⁶ au niveau de l'équation 2. Il est important ensuite de porter un regard particulier sur certains paramètres de ces équations. Ainsi, à travers ce modèle simplifié²⁷, 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 faible²⁸, 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.

3. Données et estimation du modèle

3.1. 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

²⁶ La durée de transmission dépend du degré de réaction, de la sensibilité de l'output et de l'inflation.

²⁷ 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 $0 \leq \psi, \omega \leq 1$).

²⁸ Une valeur faible de κ implique une grande rigidité des prix ou une faible fréquence d'ajustement des prix (voir Castelnuovo, 2006).

2020. Il en résulte ainsi 80 observations. Les données proviennent de la base de données Datastream, et sont complétées par des données plus récentes de la Banque Centrale de Tunisie (BCT).

Le potentiel de production ayant servi au calcul de l'écart de production a été estimé par le filtre de Hodrick-Prescott (HP). Les résultats sont obtenus en utilisant le logiciel Dynare 4.4.3²⁹ et le Matlab 2020a.

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.

3.2. Estimation par l'approche bayésienne

Plusieurs méthodes d'estimation des modèles néokeynésiens 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). Ainsi, nous commençons par estimer les paramètres structurels à l'aide des techniques bayésiennes³⁰ ; pour ensuite procéder à l'analyse des effets de la politique monétaire. Le tableau 1 regroupe les paramètres de politique monétaire, de rigidité des prix à la Calvo et d'élasticité de substitution intertemporelle a estimé.

Table. 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.

²⁹ Voir Adjemian et al. (2011).

³⁰ Pour plus de détails sur cette méthode d'estimation voir Lubik et Schorfheide (2005), Gelman (2006), Fernández-Villaverde et Rubio-Ramírez (2007), Adjemian et Pelgrin (2008), Fernández-Villaverde et al. (2009), Fernández-Villaverde (2010).

3.2.1 Estimations des paramètres structurels

Table. 2 Distributions a priori et a posteriori des principaux paramètres

<i>Prior</i>		<i>Posterior</i>				
Paramètre	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	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

3.2.2 Estimations des chocs aléatoires

Table. 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
η_t^π	Gamma-Inverse	0,990	0,2193	0,2946	0,2583	2
η_t^R	Gamma-Inverse	0,390	0,1012	0,1433	0,1221	2

4 Résultats et discussion

Cette section est consacrée à l'analyse et la discussion des principaux résultats des estimations des paramètres structurels du modèle (φ , ω , κ , ψ , ξ_R , ξ_y , ξ_π). 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 la décomposition de la variance. Trois variables macroéconomiques d'intérêt ont été retenues : le taux d'intérêt directeur, la production et l'inflation.

4.1. Analyse des résultats de l'estimation

Les résultats issus de l'estimation bayésienne des paramètres structurels, se présentent comme suit (voir tableau 2 et 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 risques³¹.

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 (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.

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 (0,999). 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

³¹ 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.

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)³². 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_n 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 la décomposition de la variance 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 face aux chocs exogènes.

4.2. 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 à l'estimation bayésienne, d'identifier les origines de fluctuations des différentes variables macroéconomiques et de mesurer le degré des impacts des chocs économiques sur ces variables.

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

	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

Les résultats du tableau 4 montrent 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.

³² Cité par Licheron (2009).

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%). 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%).

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 du contrôle des circuits de distribution a généré un effet inflationniste. 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* ». 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, ont généré encore une poussée inflationniste pour le pays.

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 prix³³.

Conclusion

Le présent article 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.

Globalement, suite à l'estimation de ce modèle, il ressort les implications suivantes sur l'économie tunisienne. Tout d'abord, que l'inflation en Tunisie n'est pas sous le contrôle de la

³³ Ceci peut se faire en mettant en œuvre un climat et des réformes pertinentes pour favoriser l'investissement, les exportations et attirer les Investissements Directs Étrangers (IDE).

BCT et que les effets de la politique monétaire 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. Ceci s'explique principalement par la forte dépréciation du dinar observée depuis 2011 qui a fait accroître l'inflation importée et le manque de contrôle des circuits de distribution qui a généré un effet inflationniste dû au banditisme 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* ».

Bibliographie

- Adjemian, S., & Devulder, A. (2011). Évaluation de la politique monétaire dans un modèle DSGE pour la zone euro. *Revue française d'économie*, 26(1), 201-245.
- 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, 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.
- 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.
- Ball, L. (1999). Efficient rules for monetary policy. *International finance*, 2(1), 63-83.
- BCT (2013). Rapport Annuel 2011. *Banque Centrale de Tunisie*, 2013.
- BCT (2016). Rapport Annuel 2015. *Banque Centrale de Tunisie*, 2016.
- BCT (2019). Rapport Annuel 2018. *Banque Centrale de Tunisie*, 2019.
- 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.
- 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. (2016). La politique monétaire en Tunisie en période de transition : faire face à la vulnérabilité économique et bancaire. *Techniques Financières et Développement* (1), 49-60.
- 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.
- 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.
- DeJong, D. N., Ingram, B. F., & Whiteman, C. H. (2000). A Bayesian approach to dynamic macroeconomics. *Journal of Econometrics*, 98(2), 203-223.
- Fuhrer, J. C. (1996). Monetary policy shifts and long-term interest rates. *The Quarterly journal of economics*, 111(4), 1183-1209.
- Gali, J. (2010). Monetary policy and unemployment: National Bureau of Economic Research.
- Gali, J., & Gertler, M. (1999). Inflation dynamics: A structural econometric analysis. *Journal of monetary Economics*, 44(2), 195-222.
- 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.
- 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.
- Laforte, J. P. (2007). Pricing models: a Bayesian DSGE approach for the US economy. *Journal of Money, Credit and Banking*, 39, 127-154.
- 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.
- 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.
- Lucotte, Y. (2015). Le ciblage d'inflation dans les économies émergentes. *Revue française d'économie*, 30 (2), 93-128.
- Mankiw, N. G. (2001). The inexorable and mysterious tradeoff between inflation and unemployment. *The Economic Journal*, 111(471), 45-61.
- Marin, J.-M., & Robert, C. P. (2009). Les bases de la statistique bayésienne. *Techniques de l'ingénieur*, 1-25.
- 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.
- Mishkin, F. S. (2004). Can inflation targeting work in emerging market countries? (No. w10646). *National Bureau of Economic Research*.
- 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.*
- 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.
- 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.

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.

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.

Taylor, J. B. (1993). *Discretion versus policy rules in practice*. Paper presented at the Carnegie-Rochester conference series on public policy.

Vangu, J.-P. K. T. (2014). Diagnostic de la politique monétaire en Rép. Dém. Congo—Approche par l'Équilibre Général Dynamique Stochastique. *Résumé*.

Woodford, M. (2003). Comment on: Multiple-solution indeterminacies in monetary policy analysis. *Journal of monetary Economics*, 50(5), 1177-1188