

UNIVERSITÉ DU QUÉBEC À MONTRÉAL

**DYNAMIQUE DE LA POLITIQUE MONÉTAIRE
DEPUIS LA GRANDE MODÉRATION
ANALYSE À PARTIR DE LA COURBE DE TAYLOR**

MÉMOIRE PRÉSENTÉ
COMME EXIGENCE PARTIELLE
DE LA MAÎTRISE EN ÉCONOMIQUE

PAR
JEAN PAUL BOKETSU BOFILI

JUIN 2011

REMERCIEMENTS

Au terme de ce travail, il m'est un devoir d'exprimer mes sentiments de gratitude à toutes les personnes qui, par leur concours et leur dévouement, ont contribué d'une manière ou d'une autre à la production de cette œuvre qui couronne nos efforts et marque un pas de plus dans mon cheminement scientifique.

Mes remerciements s'adressent premièrement au Professeur Steve Ambler pour avoir volontiers accepté et assuré la direction de ce travail. Ses orientations, nos échanges et surtout sa méthode de travail ont non seulement approfondi mes connaissances, mais vont aussi fortement continuer d'influencer mon style de recherche sur les grands sujets actuels en macroéconomie. Mes sentiments de gratitude s'adressent également à tous les professeurs du département des sciences économiques de l'Université du Québec à Montréal (UQÀM) pour leur formation et leur encadrement; et tout particulièrement aux Professeurs Yvon Fauvel, Louis Phaneuf et Alain Guay pour leur appui et leurs conseils scientifiques combien utiles et pertinents. Enfin, que toute ma famille ainsi que tous mes collègues et mes ami(e)s se contentent de mes remerciements très humbles pour le soutien auquel vous m'avez toujours apporté. Que toutes et tous trouvent dans ce travail le fruit de notre dur labeur qui récompense tant d'efforts déployés et tant de sacrifices consentis.

TABLE DES MATIÈRES

LISTE DES TABLEAUX.....	v
LISTE DES FIGURES	vi
LISTE DES SIGLES ET ACRONYMES	viii
RESUMÉ	ix
INTRODUCTION	1
CHAPITRE I	
REVUE DE LA LITTÉRATURE	5
1.1 Cadre macroéconomique d'analyse de la politique monétaire.....	5
1.2 Politique monétaire optimale.....	11
1.3 Quelques considérations de politique monétaire	20
1.4 Grande Modération et courbe de Taylor.....	25
CHAPITRE II	
MODÈLE D'ANALYSE	31
2.1 Le modèle	31
2.2 Équilibre du modèle et politique monétaire optimale	38
2.3 Échantillons et données utilisées	41
2.4 Procédure d'estimation et de construction de la courbe de Taylor.....	44
2.5 Calibration du modèle et distribution à priori des paramètres	51

CHAPITRE III	
PRINCIPAUX RÉSULTATS ET ANALYSES	54
3.1 Paramètres estimés du modèle	54
3.2 Politique monétaire optimale et dynamique de l'arbitrage	64
3.3 Règle optimale de politique monétaire	72
3.4 Dynamique des variables macroéconomiques	75
CONCLUSION	81
APPENDICE A	
SOLUTION DU MODÈLE	83
APPENDICE B	
SOURCES DE DONNÉES	86
APPENDICE C	
TABLEAUX	88
APPENDICE D	
FIGURES.....	94
APPENDICE E	
CODES DYNARE : ESTIMATIONS ET SIMULATIONS DU MODÈLE.....	111
RÉFÉRENCES	115

LISTE DES TABLEAUX

Tableaux	Page
1.1 Change in volatility of four-quarter growth of Real GDP per capita in the G7, 1960-1983 and 1984-2002.....	26
3.1 Valeurs estimées des paramètres du modèle	55
3.2 Mesures de glissements des points de performance et des frontières d'efficience	68
3.3 Règles optimales de politique monétaire vs taux de préférence de la banque centrale	72
3.4 Fonctions de réponses relatives à un choc structurel	78
C.1 Définition des paramètres du modèle linéaire	88
C.2 Distribution à priori des paramètres du modèle	89
C.3 Paramètres estimés du modèle (ensemble : 1984T1-2010T1)	90
C.4 Paramètres estimés (1984T1-1991T4)	90
C.5 Paramètres estimés (1992T1-2007T2)	91
C.6 Paramètres estimés (2007T3-2010T1)	91
C.7 Volatilités de l'inflation et de l'écart de production de 1984T1-2010T1	92
C.8 Variabilités optimales et réalisées de l'inflation et de la production par sous-période	92
C.9 Autocorrélations des variables macroéconomiques	93

LISTE DES FIGURES

Figures	Page
1.1 Courbe de Taylor (courbe d'efficience)	29
3.1 Points de performance et frontières d'efficience de la politique monétaire pour les trois sous-périodes	65
3.2 Pertes optimales et réalisées occasionnées par la politique monétaire par sous-période	71
D.1 Distributions à priori et à posteriori des paramètres estimés (1984T1-2010T1)	94
D.2 Distributions à priori et à posteriori des paramètres estimés (1984T1-1991T4)	95
D.3 Distributions à priori et à posteriori des paramètres estimés (1992T1-2007T2)	96
D.4 Distributions à priori et à posteriori des paramètres estimés (2007T3-2010T1)	97
D.5 Fonctions de réponses relatives à un choc de demande 1984T1-1991T4	98
D.6 Fonctions de réponses relatives à un choc d'offre 1984T1-1991T4..	99
D.7 Fonctions de réponses relatives à un choc monétaire 1984T1-1991T4.....	100
D.8 Fonctions de réponses relatives à un choc de demande 1992T1-2007T2	101
D.9 Fonctions de réponses relatives à un choc d'offre 1992T1-2007T2..	102

D.10	Fonctions de réponses relatives à un choc monétaire 1992T1-2007T2	103
D.11	Fonctions de réponses relatives à un choc de demande 2007T3 -2010T1.....	104
D.12	Fonctions de réponses relatives à un choc d'offre 2007T3-2010T1..	105
D.13	Fonctions de réponses relatives à un choc monétaire 2007T3-2010T1	106
D.14	Déviation standards des variables macroéconomiques (1984T1-1991T4, en trimestre).....	107
D.15	Déviation standards des variables macroéconomiques (1992T1-2007T2, en trimestre)	108
D.16	Déviation standards des variables macroéconomiques (2007T3-2010T1, en trimestre)	109
D.17	Volatilités des chocs exogènes (1984T1-2010T1, en trimestre)	110

LISTE DES SIGLES ET ACRONYMES

BCE	Banque Centrale Européenne
CANSIM	Canadian Socio-Economic Information Management
DSGE	Dynamic Stochastic General Equilibrium model
DYNARE	Dynare est un préprocesseur et une collection de GNU Octave et de routines MATLAB qui permettent de résoudre, de simuler et d'estimer les modèles non linéaires à variables prospectives. 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). voir www.dynare.org
IPC	Indice des Prix à la Consommation
IS CURVE	Investment and Saving Curve IS-LM Investments and Savings (IS), Liquidity preference and Money supply (LM)
MH	Metropolis Hastings
NKPC	New Keynesian Philips Curve
OCDE	Organisation pour la Coopération et le Développement Économique
PIB	Produit Intérieur Brut
RBC	Real Business Cycle model
TOTEM	Terms of Trade Economic Model
VAR	Vectorial Autoregressive

RÉSUMÉ

Ce travail utilise un modèle d'équilibre général dynamique et stochastique (DSGE) standard pour calculer la courbe de Taylor, mesurer ses mouvements et évaluer l'efficacité de la politique monétaire pour les trois sous-périodes depuis la Grande Modération (1984T1-2010T1). Le but est d'apprécier le degré d'arbitrage auquel la Banque Centrale a été confrontée et l'efficacité de la politique monétaire suivie. Les résultats obtenus sont très pertinents pour la conduite de la politique monétaire. (i) Ils semblent indiquer un déplacement des points de performance vers les courbes d'efficacité et un glissement de celles-ci vers l'origine. Toutefois, ce déplacement des points de performance ne s'est pas opéré dans la même direction. Sous la Grande Modération, le déplacement vers l'origine, dû à la réduction simultanée des volatilités de l'inflation et de la production, améliore significativement l'arbitrage pour la Banque Centrale, réduit fortement les pertes occasionnées et accroît l'efficacité de la politique monétaire. Alors que pendant la Grande Récession post-2007, le déplacement du point de performance vers le coin Sud-Est détériore cet arbitrage, car, une faible réduction de la variabilité de l'inflation est réalisée au coût d'une forte variabilité de la production. Ce qui permet de conclure que certains choix de politique monétaire sont plus efficaces que d'autres. (ii) Ils établissent également que le degré d'efficacité de la politique monétaire est inversement lié à l'ampleur des chocs macroéconomiques aléatoires. Cette relation négative apporte une contribution majeure sur le débat relatif aux facteurs explicatifs de la Grande Modération et permet de montrer que tous les facteurs (*good luck* vs *good policy*) jouent un rôle important pendant la modération ou la récession économique. (iii) Et enfin, ils soulignent l'importance des gains d'efficacité, enregistrés par une politique monétaire agressive et crédible axée sur la maîtrise de l'inflation, lesquels permettent d'anéantir les effets des chocs exogènes qui perturbent l'économie, surtout en période de crise lorsque l'instrument de politique monétaire devient quasi-inopérant.

Mots clés : Politique monétaire optimale, Grande modération, courbe de Taylor, courbe d'efficacité, Arbitrage, modèle DSGE.

INTRODUCTION

Dès le début de la décennie '80, plusieurs banques centrales ont adopté de nouvelles politiques axées sur la réduction de l'inflation et du chômage. Mais sur le plan opérationnel, leur efficacité dépend fortement de l'arbitrage entre l'inflation et la production auquel elles doivent opérer pour déterminer le niveau optimal. Selon Taylor (1979, 1994), à long terme, la banque centrale ne peut réduire la variabilité de l'inflation qu'au détriment d'une hausse de la variabilité de la production et vice-versa. La *courbe de Taylor* qui définit cette relation est, à cet effet, devenue pour les banques centrales un outil de référence ou mieux un guide pour la conduite de leur politique monétaire (Fuhrer, 1997). Elle a l'avantage de corriger la courbe de Phillips¹ qui préconisait un arbitrage à long terme entre le taux d'inflation et le taux de chômage, au lieu de leurs variabilités.

L'intérêt accordé à la *courbe de Taylor* en tant qu'outil d'évaluation de l'efficacité de la politique monétaire est essentiellement dû à l'importance que revêt la question d'arbitrage sur le choix optimal de la banque centrale. Plusieurs études² ayant abordé cette question soutiennent qu'un meilleur arbitrage permet de réduire les coûts liés à l'inflation (Ambler, 2008) et aux fluctuations de la production, lesquels ont une incidence directe sur le bien-être social. Fuhrer (1997) va même plus loin et insiste en montrant que cette question d'arbitrage devient très cruciale lorsque l'économie atteint un niveau de faible inflation (*tel que celui enregistré depuis les années '90*) et permet, dans ce sens, d'apprécier la manière dont la politique monétaire répond aux chocs exogènes qui perturbent l'économie.

¹ Hornstein (2008). La courbe de Phillips définit la relation négative entre le taux d'inflation et le taux de chômage. Cependant, face à la politique monétaire expansionniste des années 1970 caractérisée par un niveau élevé d'inflation et de chômage, il s'est dégagé que la réduction du taux de chômage n'est réalisable qu'à court terme. À long terme, cet arbitrage n'existe pas, car, la courbe est verticale.

² Fuhrer (1997); Adolfson et al. (2008); Honjo et Hunt (2006); McCaw et Morka (2005); Lee (2004); Aspergis (2003).

Mais, depuis la Grande Modération on observe une réduction simultanée de la volatilité de l'inflation et de la volatilité de la production dans presque toutes les économies développées, voire émergentes³. Pour expliquer les réductions observées, bon nombre d'auteurs s'accordent à la théorie économique d'arbitrage pour montrer que les performances économiques enregistrées sont la résultante, soit du passage de l'économie d'un point d'inefficience à un niveau d'efficience, soit du glissement de la courbe d'efficience elle-même (Stock et Watson, 2003; Bernanke, 2004; Cecchetti et al., 2006; Benati et Surico, 2008). Toutefois, il existe des divergences concernant les forces motrices ayant occasionné ces mouvements. Un courant préconise la diminution des variabilités des chocs macroéconomiques aléatoires⁴ observées «*good luck*» tandis que l'autre soutient le changement structurel de l'économie ainsi que les politiques monétaires actives suivies⁵ «*good policy*».

Malheureusement, les travaux qui s'intéressent à évaluer cette efficience pendant la Grande Modération s'avèrent souvent limités, soit par leurs méthodes, soit par leur approche statique⁶, soit encore par leurs données partielles. En effet, Stock et Watson (2003) et Bernanke (2004) s'attardent uniquement sur des illustrations théoriques. Lee (2004) utilise un modèle GARCH⁷ multivarié pour estimer les variances de l'inflation et celles de la production de 22 pays de l'OCDE alors que Cecchetti et al. (2006) procèdent par l'estimation OLS⁸ d'un système de deux équations linéaires de type VAR(2). Même si leur démarche semble plus intéressante avec un modèle néo-keynésien ouvert, Honjo et Hunt (2006) n'utilisent qu'une approche statique et comparative des courbes d'efficience de cinq pays⁹.

³ Blanchard et Simon (2001) montrent que depuis 1980, la volatilité de la production a diminué de près de 50% tandis que celle de l'inflation d'environ 30%. Spécifiquement pour le Canada, Longworth (2002) identifie les changements significatifs entre les décennies '80 et '90.

⁴ Hamilton (1983); Stock et Watson (2003).

⁵ Galí et Gambetti (2009) ; Bernanke (2004) ; Clarida et al. (2000).

⁶ Il s'agit principalement des papiers de Fuhrer (1997), Honjo et Hunt (2006).

⁷ GARCH : Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity.

⁸ Ordinary Least Square (OLS).

⁹ Il s'agit de l'Irlande en comparaison au Canada, Nouvelle-Zélande, US et UK de 1992T2-2004T4 .

Sous cette perspective, ce travail cherche à calculer la courbe de Taylor, à mesurer ses mouvements et à apprécier le degré d'efficacité de la politique monétaire suivie depuis la Grande Modération, à travers les trois sous-périodes suivantes : (i) avant l'adoption de la politique de ciblage d'inflation (1984T1-1991T4), (ii) sous le régime de ciblage d'inflation à 2% (1992T1-2007T2) et enfin, (iii) sous ce régime de ciblage d'inflation à 2% perturbé par les chocs exogènes de la Grande Récession post-2007 (2007T3-2010T1). Cette approche dynamique est fondée sous la considération selon laquelle les paramètres structurels ne sont pas invariants à travers les sous-périodes retenues (Fernández-Villaverde et Rubio-Ramírez, 2007).

Le travail recourt à un modèle d'équilibre général dynamique et stochastique (DSGE) standard et fermé avec des rigidités nominales sur les prix. Le choix porté à ce modèle utilisé par Castelnuovo (2006) est dû à ses conclusions relatives à l'allure convexe et monotone que présente la courbe de Taylor sous le régime de politique monétaire *active*. Notre méthodologie est subdivisée en deux temps. D'abord, nous utilisons les techniques bayésiennes pour estimer les paramètres pour chaque sous-période et valider le modèle structurel. Ensuite, nous recourons aux méthodes de simulations avec perturbations pour calculer d'une part, les variabilités observées de l'inflation et de la production et d'autre part, la règle la plus optimale de politique monétaire ainsi que les couples de variabilités optimales de l'inflation et de la production suivant l'algorithme développé par Dennis (2007). Ces couples de variabilités observées et optimales servent respectivement à déterminer les points de performances et à construire les courbes d'efficacité.

Au regard des résultats obtenus, nous relevons trois implications majeures pour la conduite de la politique monétaire. Primo, nous indiquons une amélioration de l'arbitrage pour la banque centrale pendant la Grande Modération mais une détérioration pendant la Grande Récession post-2007 étant donné que le déplacement des points de performance ne s'est pas opéré dans la même direction. En effet, malgré

le déplacement des points de performance vers les courbes d'efficacités et le glissement de celles-ci vers l'origine, on observe que pendant la Grande Modération (1984T1-2007T2), la réduction simultanée des volatilités de l'inflation et de la production a orienté la performance vers l'origine, améliorant ainsi l'arbitrage de la Banque Centrale et son efficacité par une réduction significative des pertes. Mais, sous la Grande Récession post-2007 (2007T3-2010T1), on enregistre un phénomène tout à fait différent. La déviation de la performance vers le coin Sud-Est implique une faible réduction de la variabilité de l'inflation au coût d'une forte variabilité de la production, ce qui détériore l'arbitrage et occasionne des pertes élevées de bien-être social. Secundo, nous montrons que le degré d'arbitrage auquel la banque centrale fait face est positivement corrélé au degré d'efficacité de la politique monétaire laquelle dépend négativement de l'ampleur des chocs aléatoires qui perturbent l'économie, notamment les chocs d'offre. Cette relation captivante suggère l'importance non négligeable de tous les facteurs («*good policy*» et «*good luck*») pour expliquer les performances macroéconomiques observées. Tertio, nous soulignons l'importance de la politique monétaire active et crédible sous le régime de ciblage d'inflation dont les gains d'efficacité permettent d'anéantir les effets négatifs des chocs aléatoires qui frappent l'économie, surtout en période de récession où l'action de la politique monétaire est réduite.

Le travail est subdivisé en trois chapitres. Le premier est consacré à la revue de la littérature portant sur la politique monétaire, la Grande Modération et la courbe de Taylor. Le deuxième décrit le modèle d'analyse, la méthodologie suivie, les données utilisées ainsi que le calibrage des paramètres du modèle. Enfin, le troisième chapitre présente et analyse les principaux résultats. Il discute profondément des variations observées au niveau des paramètres structurels estimés, de l'efficacité de la politique monétaire suivie, de l'efficacité en termes de pertes de bien-être social occasionnées et enfin, des implications macroéconomiques liées à la dynamique de la politique monétaire étudiée.

CHAPITRE I

REVUE DE LA LITTÉRATURE

La conduite de la politique monétaire a significativement évolué depuis ces trois dernières décennies. Ainsi, ce chapitre présente une synthèse sur les concepts clés. Il s'agit notamment du cadre de la politique monétaire (1.1), de la politique monétaire optimale (1.2), des considérations pratiques de politique monétaire (1.3) ainsi que de la Grande Modération et de la courbe de Taylor (1.4).

1.1 Cadre macroéconomique d'analyse de la politique monétaire

Le nouveau cadre d'analyse de la politique monétaire s'inscrit dans la synthèse Néo-Keynésienne, aussi appelée la nouvelle synthèse Néoclassique (Galí, 2008 ; Goodfriend et King, 1997). King (2000), Clarida et al. (1999) et Goodfriend et King (1997) montrent que cette synthèse découle de la symbiose des courants Néoclassique et Keynésien. Du courant Néoclassique, elle est fondée sur la théorie d'équilibre général dynamique et des modèles de cycles réels (RBC) résultant de l'optimisation du comportement des ménages et des firmes. Tandis que du courant Keynésien, elle est basée sur la théorie néo-keynésienne qui préconise la présence de la monnaie, la compétition monopolistique des firmes individuelles ainsi que les rigidités nominales sur les prix et les salaires.

Contrairement aux modèles de cycles réels (RBC), la synthèse Néo-keynésienne stigmatise le rôle important que joue la politique monétaire sur les fluctuations macroéconomiques. La présence des firmes monopolistiques compétitives et des rigidités nominales sur les prix et les salaires entraîne la

non-neutralité de la monnaie et de ce fait, la politique monétaire a significativement des effets à court terme sur le niveau de l'activité économique.

Cette synthèse Néo-Keynésienne se démarque de l'ancienne approche IS-LM¹⁰ dans ce sens que les équations constitutives des modèles dynamiques d'équilibre général sont issues de l'optimisation du comportement des ménages et des firmes. Ces microfondements constituent une caractéristique ayant une forte implication dans la nouvelle perspective d'analyse de la conjoncture économique. Car, selon Clarida et al. (1999), la conjoncture courante est dès lors influencée aussi bien par le comportement actuel que futur de la politique monétaire.

Pour analyser la politique monétaire, on distingue un éventail des modèles Néo-Keynésiens¹¹. Taylor (2001a) propose une synthèse intéressante sur ces modèles. Aussi, Taylor et Wieland (2009) présentent une liste non exhaustive dans leurs annexes. Cependant, face à cette multiplicité, notre description est basée sur le modèle de Clarida et al. (1999). Il s'agit d'un petit modèle standard d'économie fermée avec les rigidités nominales sur les prix. Les salaires sont flexibles. Il y a ni investissement, ni accumulation du capital et cette abstraction n'affecte pas les implications qualitatives du modèle.

Selon Clarida et al. (1999), King (2000) et Galí (2008), les modèles Néo-keynésiens d'analyse de la politique monétaire sont principalement composés de deux équations agrégées. Il s'agit de la nouvelle courbe IS et de la courbe de Phillips Néo-keynésienne (NKPC). À cela, on peut ajouter une fonction du taux d'intérêt considéré comme l'instrument de politique monétaire de la banque centrale.

¹⁰ Le modèle IS-LM permet d'établir un équilibre général à l'intersection du marché des biens et services, qui lie épargne et investissement (*investments and savings*, d'où IS), et du marché monétaire, qui lie offre et demande de monnaie (*liquidity preference and money supply*, d'où LM).

¹¹ Taylor et Wieland (2009) établissent une liste complète des principaux modèles. Taylor (2001a) présente une synthèse sur les points de convergence et de divergence portant sur leurs spécifications.

Les trois équations caractéristiques se présentent comme suit :

$$x_t = -\varphi(R_t - E_t \pi_{t+1}) + E_t x_{t+1} + g_t \quad (1.1)$$

$$\pi_t = \kappa x_t + \alpha E_t \pi_{t+1} + u_t \quad (1.2)$$

$$R_t = f(\pi_t, \dots) + \varepsilon_t^M \quad (1.3)$$

où x_t est la production, π_t le taux d'inflation et R_t le taux d'intérêt nominal.¹² E_t est l'opérateur d'anticipation conditionnelle à l'information en période t , β détermine le taux d'escompte tandis que φ , κ sont des paramètres. Enfin, g_t , u_t et ε_t^M sont des chocs exogènes correspondant respectivement au choc de demande, au choc d'offre et au choc monétaire. Il s'agit des chocs indépendants et identiquement distribués d'espérances nulles et de variances respectives σ_g^2 , σ_u^2 et σ_M^2 . Ils suivent un processus AR(1) tel que $g_t = \mu g_{t-1} + \hat{g}_t$, $u_t = \rho u_{t-1} + \hat{u}_t$ et $\varepsilon_t^M = \varsigma \varepsilon_{t-1}^M + \hat{\varepsilon}_t$ où μ, ρ, ς déterminent le degré de persistance de ces chocs avec $0 \leq \mu, \rho, \varsigma \leq 1$.

L'équation (1.1) est la nouvelle courbe IS ou la fonction de demande agrégée. Elle est dérivée de la log-linéarisation de l'équation d'Euler sur l'optimisation de la consommation du ménage représentatif, en imposant que la consommation soit égale à la production moins les dépenses publiques. Elle montre que la production dépend positivement de son niveau futur anticipé et négativement du taux d'intérêt réel. La relation positive entre la production courante et son niveau futur anticipé s'explique par l'effet de lissage de la consommation par les ménages. En effet, l'anticipation d'une hausse de la consommation dans le futur suite à une hausse de la production, incite les ménages à augmenter leur consommation courante et par ricochet, la production ; et vice-versa en cas de baisse.

¹² Toutes ces variables sont en déviation par rapport à leur niveau de long terme. $x_t = y_t - z_t$ est l'écart de production mesuré en logarithme de la production courante y_t par rapport à son niveau d'équilibre z_t , obtenu lorsque les prix sont parfaitement flexibles; π_t est le taux d'inflation déterminé par $\pi_t = p_t - p_{t-1}$, p_t étant le logarithme du niveau des prix.

Par contre, la relation négative entre la demande agrégée et le taux d'intérêt réel est due à la substitution de la consommation que les ménages opèrent suite à la variation du taux d'intérêt réel, dont le degré d'élasticité est déterminé par le paramètre φ . Lorsque le taux d'intérêt augmente, les ménages ont tendance à diminuer les encaisses allouées à la consommation pour les affecter dans les actifs plus rentables; et ce, vice versa. Le choc g_t a un impact sur la demande agrégée et est ainsi considéré comme un choc de la demande ou de préférence. Il est relativement fonction des variations anticipées des dépenses gouvernementales sur celles de la production.

L'équation (1.2) est la courbe de Phillips néo-keynésienne (NKPC) ou la courbe d'offre agrégée. Elle est dérivée de l'approximation log-linéaire des décisions agrégées des firmes individuelles en compétition monopolistique qui ré-optimisent leurs prix de façon échelonnée à la Calvo (1983)¹³. Cet ajustement des prix à la Calvo suppose qu'à chaque période, chaque firme a une probabilité θ de ne pas ajuster son prix et une probabilité $1-\theta$ de réviser son prix, et ce, indépendamment de la dernière période dont elle a modifié son prix. Ainsi, à chaque période on dispose de deux cohortes distinctes : des firmes à « prix flexibles » c'est-à-dire celles ayant ajusté leurs prix et des firmes à « prix fixes » ou celles n'ayant pas ajusté. Cette présence monopolistique et la rigidité des prix constituent une source très importante de la non-neutralité de la monnaie et donc, de la politique monétaire.

La courbe de Phillips néo-keynésienne (NKPC) montre que l'inflation est positivement influencée par le niveau de la production courante ainsi que celui de l'inflation future anticipée. Selon King (2000), les paramètres β et κ sont positifs tels que $0 \leq \beta \leq 1$ et $\kappa > 0$. Le paramètre κ indique la mesure dont l'inflation répond

¹³ Dans les modèles Néo-Keynésiens, il existe plusieurs manières dont les firmes révisent leurs prix et salaires. On note notamment à la Taylor (1980), à la Calvo (1983), à la Christiano et al. (2005), etc.

aux déviations de la production. Une valeur élevée de κ indique que la production a un effet considérable sur l'inflation et ainsi l'ajustement des prix est plus fréquent. Le choc d'offre μ_t , appelé aussi choc d'inflation par les coûts ou « *cost push shock* », est un élément déterminant de cette équation. Il désigne tout autre facteur pouvant occasionner les variations du taux d'inflation courant en dehors des variations de la production. Et surtout, il conditionne l'arbitrage entre l'inflation et la production auquel la banque centrale fait face pour conduire sa politique monétaire.

L'équation (1.3) est la fonction de réaction de la banque centrale où le taux d'intérêt nominal est défini comme l'instrument de la politique monétaire¹⁴. Suivant King (2000), $f(\pi_t, \dots)$ représente la partie systématique de la politique monétaire tandis que ε_t^M comprend l'ensemble des chocs qui incitent la banque centrale à agir en dehors de sa politique systématique. Étant donné que le taux d'intérêt réel, noté r_t , influence directement l'activité économique¹⁵, son lien avec le taux d'intérêt nominal est défini par l'équation de Fischer :

$$E_t r_{t+1} = R_t - E_t \pi_{t+1} \quad (1.4)$$

La fonction du taux d'intérêt nominal permet à la banque centrale de réagir aux déviations de la production et de l'inflation. Cependant, il est à noter que face aux chocs exogènes, la politique monétaire n'agit pas directement sur la production et l'inflation. Elle les influence en agissant sur les taux des marges des firmes afin de réduire les distorsions liées au pouvoir monopolistique et à la rigidité des prix.

¹⁴ Le choix d'un tel instrument est une question cruciale discutée dans la littérature. Certains modèles néo-keynésiens utilisent les agrégats monétaires (lire McCallum, 2001; King et Woolman, 2004). Cependant pour Clarida et al. (1999), le taux d'intérêt nominal est plus réaliste et reflète concrètement la manière dont la politique monétaire est conduite par les banques centrales, notamment la Fed, depuis les années 1965, sauf de 1979-1982 où les réserves ont été utilisées comme instrument.

¹⁵ La baisse du taux d'intérêt réel stimule l'investissement et donc la production compte tenu des conditions favorables du crédit; tandis qu'une hausse freine la production étant donné le resserrement des conditions de crédits.

Woolman (2001) identifie deux canaux par lesquels les taux des marges des firmes peuvent être affectés. Il s'agit, soit par le taux d'inflation (même s'il est constant), soit par les politiques qui affectent l'activité réelle. Ainsi, partant des variations du taux d'intérêt nominal et de la présence des rigidités nominales des prix dans ce modèle, la banque centrale peut changer le taux d'intérêt réel à court terme et ainsi, influencer le niveau de l'activité et des prix. C'est donc le mécanisme le plus préconisé par lequel la politique monétaire influence les conditions économiques depuis ces trois dernières décennies, même si le débat demeure toujours ouvert.

On ne peut clore cette section sans relever que selon Clarida et al. (1999) et King (2000), une des caractéristiques très importantes des modèles néo-keynésiens réside dans les « *anticipations* ». Ceci peut-être observée par itérations anticipatives des équations (1.1) et (1.2) qui donnent :

$$x_t = E_t \sum_{i=0}^{\infty} \left\{ -\phi [i_{t+i} - E_t \pi_{t+i}] + g_{t+i} \right\} \quad (1.5)$$

$$\pi_t = E_t \sum_{i=0}^{\infty} \beta^i \left\{ \lambda x_{t+i} + u_{t+i} \right\} \quad (1.6)$$

Au terme des équations (1.5) et (1.6), les niveaux de la production et de l'inflation courante dépendent respectivement des sentiers d'expansion du taux d'intérêt réel et du choc de la demande; et de l'écart de production et du choc d'offre. En effet, à titre illustratif, lorsque les firmes anticipent une hausse (baisse) de leurs coûts marginaux¹⁶, elles procèdent à un ajustement à la hausse (baisse) de leur prix, ce qui a un effet sur le niveau de l'inflation courante. Ce comportement prospectif plutôt que rétrospectif de l'inflation constitue une différence avec la courbe de Phillips standard et a des implications très fortes dans la conduite de la politique monétaire actuelle. Alors quelle politique monétaire la banque centrale doit-elle mener en vue d'influencer le niveau de l'activité économique?

¹⁶ Galí (2001) montre qu'il existe une relation entre le coût marginal et l'écart de production telle que $mc_t = \lambda x_t$, où λ est un facteur de proportion.

1.2 Politique monétaire optimale

Nous allons poser d'abord le problème de la politique monétaire (1.2.1) avant de dériver la politique monétaire optimale sous discrétion (1.2.2) ainsi que sous crédibilité parfaite (1.2.3), tout en analysant les implications de chacune.

1.2.1 Problème de la politique monétaire

Le problème de la politique monétaire consiste à la maximisation du bien-être, mieux de l'utilité de l'agent représentatif. Rotemberg et Woodford (1998), Woodford (2002b) et Benigno et Woodford (2006) montrent que cet objectif est équivalent à la minimisation d'une fonction quadratique de perte de la forme¹⁷ :

$$\min L = \min \frac{1}{2} E_t \sum_{i=0}^{\infty} \beta^i \left\{ \lambda x_{t+i}^2 + (\pi_{t+i} - \pi^*)^2 \right\} \quad (1.7)$$

sous contrainte des équations (1.1) et (1.2) ;

où L est la fonction de perte, π_t est le taux d'inflation, π^* est la cible d'inflation; x_t est l'écart de production; $0 < \beta < 1$ est le taux d'escompte, λ est le poids relatif accordé aux déviations de la production à celles de l'inflation ($0 \leq \lambda \leq \infty$). Une valeur plus élevée de λ indique que la banque centrale est plus préoccupée à réduire les fluctuations de la production que celles de l'inflation. Les pertes du bien-être pour la société associées à l'inefficacité de la politique monétaire sont évaluées par une espérance non conditionnelle de la fonction de perte ci-après :

$$E(L) = \frac{1}{2} E_t \sum_{i=0}^{\infty} \beta^i \left\{ \lambda \text{var}(x_{t+i}) + \text{var}(\pi_{t+i} - \pi^*) \right\} \quad (1.8)$$

¹⁷ À côté de l'inflation et de la production, la banque centrale peut inclure aussi d'autres variables dans sa fonction objectif, notamment le taux d'intérêt, les salaires ou encore le taux de change. La spécification de la fonction de perte dépend de chaque banque centrale suivant les variables considérées comme significatives pour la conduite de sa politique monétaire.

Le problème de la banque centrale consiste donc à déterminer le triplet $\{\pi_t, x_t, R_t\}$ optimal. Il s'agit du taux d'intérêt optimal correspondant au taux d'inflation et au niveau de l'écart de production qui minimise la fonction objectif (1.7), réduit les distorsions existantes dans le marché et de ce fait, maximise le bien-être de l'agent représentatif.

Mais, la difficulté rencontrée dans cette optimisation réside dans le fait que les variables cibles, à savoir l'inflation et l'écart de production, dépendent de leurs niveaux futurs anticipés. Cela soulève donc la question de la crédibilité de la politique monétaire. Ainsi, la banque centrale peut choisir de conduire sa politique monétaire soit de façon discrétionnaire, soit de façon crédible. Selon Clarida et al. (1999) et Galí (2008), la différence réside sur les implications découlant du lien entre les intentions de politique monétaire et les anticipations du secteur privé.

1.2.2 Politique monétaire discrétionnaire

La politique monétaire sous discrétion est plus réaliste car, elle reflète la manière dont les banques centrales conduisent leurs politiques. La banque centrale choisit à *chaque période* les valeurs optimales du taux d'inflation et de l'écart de production qui maximisent la fonction objectif (1.7) sous les contraintes (1.1) et (1.2). Ensuite, elle détermine le taux d'intérêt nominal correspondant.

Ici, les anticipations du secteur privé sont traitées comme données et n'influencent pas la conduite de la politique monétaire. Le choix à chaque période de x_t et π_t se fait indépendamment des anticipations du secteur privé. Par conséquent, le taux d'inflation futur ainsi que le niveau de production future ne dépendent pas de la politique monétaire actuelle.

Ainsi, le problème de la politique monétaire (1.7), sous contrainte (1.1)-(1.2) devient un problème d'optimisation statique qui peut être réécrit sous la forme :

$$\max_{x_t, \pi_t} -\frac{1}{2}[\lambda x_t^2 + \pi_t^2] - \frac{1}{2} E_t \left\{ \sum_{i=1}^{\infty} \beta^i [\lambda x_{t+i}^2 + \pi_{t+i}^2] \right\} \quad (1.9)$$

sous contraintes des équations (1.1) et (1.2).

Suivant la méthode Lagrangienne¹⁸, la résolution du problème peut-être faite en deux étapes : d'abord la banque centrale choisit x_t et π_t qui maximisent la fonction objectif (1.7) sous la contrainte du niveau de l'inflation (1.2) ; et ensuite elle détermine à partir de l'équation (1.1) le taux d'intérêt nominal optimal, R_t , correspondant aux valeurs optimales de x_t et π_t . Ainsi, les valeurs optimales issues des conditions du premier ordre sont :

$$x_t = -\frac{\kappa}{\lambda} \pi_t \quad (1.10)$$

En substituant (1.10) dans la contrainte (1.1) et en supposant que les anticipations du secteur privé sont rationnelles, on obtient après réarrangement des termes, les valeurs d'équilibre des déviations de la production et de l'inflation :

$$x_t = -\kappa q u_t \quad (1.11)$$

$$\pi_t = \lambda q u_t \quad (1.12)$$

$$\text{où } q = \frac{1}{\kappa^2 + \lambda(1 - \beta\rho)}$$

L'équation (1.10) explique comment la banque centrale doit agir pour sa politique de stabilisation. Elle montre que pour réduire l'inflation lorsqu'elle se trouve au-dessus de son niveau cible, la banque centrale doit contracter la demande agrégée; tandis que pour ramener la production lorsqu'elle se trouve au-dessus de sa cible, elle doit baisser le taux d'inflation.

¹⁸ Ce problème d'optimisation peut être résolu par la méthode Lagrangienne ou par la méthode de programmation dynamique.

Cette relation introduit donc un arbitrage entre l'inflation et la production. L'intensité de cette réduction (ou augmentation) est proportionnelle à la mesure dont l'inflation répond à l'écart de production (κ) et inversement proportionnel au poids relatif accordé aux fluctuations de la production par rapport aux fluctuations de l'inflation (λ).

Les deux équations (1.11) et (1.12) indiquent que les fluctuations de l'inflation et de la production par rapport à leurs niveaux cibles sont proportionnelles à l'intensité du choc d'offre courant. Ce choc agit négativement sur le niveau de la production et positivement sur celui de l'inflation. Ainsi, la banque centrale doit ajuster les fluctuations de la production et de l'inflation proportionnellement à l'intensité du choc d'offre u_t . Cet ajustement se fait au moyen de l'instrument de la banque centrale. Ce taux d'intérêt nominal optimal s'obtient en substituant la valeur optimale (1.10) dans l'équation de la nouvelle courbe IS (1.1), où l'on obtient après réarrangement :

$$R_t = \gamma_\pi E_t \pi_{t+1} + \frac{1}{\phi} g_t \quad (1.13)$$

$$\text{avec } \gamma_\pi = 1 + \frac{(1-\rho)\kappa}{\rho\phi\lambda} > 1 \quad \text{et} \quad E_t \pi_{t+1} = \rho\pi_t = \rho\lambda qu_t$$

Selon l'équation (1.13), la mesure de réaction de la banque centrale face aux fluctuations de l'inflation et de l'écart de production dépend donc du paramètre γ_π . Ce paramètre doit être supérieur à «1» afin que le taux d'intérêt nominal agisse efficacement sur les anticipations futures de l'inflation.

Eu égard à ce qui précède, Clarida et al. (1999) prescrivent quelques conclusions intéressantes relatives à la politique monétaire optimale. Ils montrent premièrement que considérant l'équation (1.10), il existe, en présence d'un choc d'offre, un arbitrage à court terme entre le niveau de l'inflation et de la production.

Deuxièmement, la politique monétaire optimale suppose le ciblage de l'inflation, lequel consiste à ramener «*d'une manière progressive*» le taux d'inflation vers sa cible. Toutefois, l'ajustement immédiat du taux d'inflation à sa cible ne peut être optimal que, soit en l'absence d'un choc d'offre qui alimente l'inflation, soit lorsque la banque centrale est indifférente aux fluctuations de la production ($\lambda = 0$). Troisièmement, suivant l'équation (1.13), une politique optimale exige que la banque centrale (i) réagisse efficacement face aux anticipations à la hausse de l'inflation future, et ce, par une augmentation plus que proportionnelle du taux d'intérêt nominal, d'où $\gamma_\pi > 1$; (ii) ajuste le taux d'intérêt nominal pour compenser les chocs de la demande, g_t , (iii) mais garde le taux d'intérêt nominal constant pour accommoder les chocs de la production potentielle.

En dépit de ses forces, l'insuffisance de la politique monétaire discrétionnaire est surtout liée au biais d'inflation¹⁹. Ce dernier s'explique dans ce sens que sous discrétion, lorsque la banque centrale cherche à augmenter le niveau de la production à un niveau supérieur à sa valeur cible, cette action résulte à une politique monétaire non-optimale et provoque une inflation persistante avec une perte de production. D'où la nécessité d'un engagement de la banque centrale.

1.2.3 Politique monétaire crédible ou sous engagement

Sous engagement, la banque centrale annonce au secteur privé ses intentions de politique, intègre leurs anticipations dans la conduite de sa politique monétaire et s'engage à ne pas dévier. Sous cette optique, et considérant les contraintes (1.1) et (1.2), l'inflation et la production courantes dépendent aussi bien de leurs niveaux actuels que de leurs anticipations futures. Autrement dit, elles dépendent de la manière dont la politique monétaire est conduite actuellement et dans le futur.

¹⁹ Kydland et Prescott (1977) ainsi que Barro et Gordon (1983) soulèvent et expliquent ce problème.

Selon le degré d'engagement de la banque centrale, on distingue deux types de politiques monétaires sous crédibilité.

1.2.3.1 Politique optimale sous engagement contraint

La banque centrale s'engage et promet de suivre une règle. Considérons à titre illustratif la règle sous discrétion (1.10). Suite au choc exogène u_t , elle procède par un ajustement de la production et de l'inflation proportionnellement à l'intensité du choc. L'ajustement se présente sous la forme ci-après :

$$x_t^c = -\omega u_t \quad (1.14)$$

$$\text{avec } \omega = \kappa q$$

où x_t^c est le niveau ajusté de l'écart de production sous engagement :

Considérant (1.14), l'équation des prix NKPC (1.2) peut être réécrite sous la forme :

$$\pi_t^c = \frac{1 - \kappa\omega}{1 - \beta\rho} u_t \quad (1.15)$$

$$\pi_t^c = \frac{\kappa}{1 - \beta\rho} x_t^c + \frac{1}{1 - \beta\rho} u_t \quad (1.16)$$

La banque centrale doit chercher à déterminer la valeur optimale de ω qui maximise son problème²⁰ (1.17) sous la contrainte (1.16):

$$\max -\frac{1}{2} \left[\lambda (x_t^c)^2 + (\pi_t^c)^2 \right] L_t \quad (1.17)$$

²⁰ La fonction objectif $\max -\frac{1}{2} E_t \left\{ \sum_{i=0}^{\infty} \beta^i \left[\lambda (x_{t+i}^c)^2 + (\pi_{t+i}^c)^2 \right] \right\}$ peut être réécrite en termes de multiple de la fonction des pertes par $\max -\frac{1}{2} \left[\lambda (x_t^c)^2 + (\pi_t^c)^2 \right] L_t$ où $L_t = E_t \left\{ \sum_{i=0}^{\infty} \beta^i (u_{t+i}/u_t)^2 \right\}$.

Les conditions de premier ordre nous donnent :

$$x_t^c = -\frac{\kappa}{\lambda^c} \pi_t^c \quad (1.18)$$

$$\text{où } \lambda^c = \lambda(1 - \beta\rho) < \lambda \quad (1.19)$$

En substituant (1.18) dans (1.16) et en supposant que les anticipations du secteur privé sont rationnelles, on obtient après arrangement des termes, les valeurs d'équilibre de l'écart de production et de l'inflation :

$$x_t^c = -\kappa q^c u_t \quad (1.20)$$

$$\pi_t^c = -\lambda^c q^c u_t \quad (1.21)$$

$$\text{où } q^c = \frac{1}{\kappa^2 + \lambda^c(1 - \beta\rho)} \quad (1.22)$$

Même si on constate que la politique optimale sous engagement contraint ressemble à celle sous discrétion, il faut cependant noter que les équations (1.18) et (1.19) révèlent des différences significatives. Sous engagement contraint, le poids relatif accordé aux fluctuations de la production est inférieur, $\lambda^c < \lambda$, ce qui exige de la banque centrale une forte contraction de la production face aux fortes pressions inflationnistes. Cette action agressive améliore la nature de l'arbitrage entre l'inflation et la production que la banque centrale fait face. Partant des équations (1.20) et (1.21), elle permet de ramener l'inflation et la production toute proche de leur cible, ce qui améliore le bien-être. Par ailleurs, en combinant les équations (1.18) et (1.13), on déduit la réaction de la banque centrale dans ce cas qui se définit par :

$$R_t = \gamma_\pi^c E_t \pi_{t+1} + \frac{1}{\varphi} g_t \quad (1.23)$$

$$\text{où } \gamma_\pi^c = 1 + \frac{(1 - \rho)\kappa}{\rho\varphi\lambda^c} > 1 + \frac{(1 - \rho)\kappa}{\rho\varphi\lambda} \equiv \gamma_\pi \quad (1.24)$$

Aux termes de la condition de l'équation (1.24), la réaction de la banque centrale face aux anticipations futures de l'inflation est plus forte sous engagement contraint que sous la discrétion. Car, la banque centrale augmente plus fortement le taux d'intérêt nominal afin de réduire la pression inflationniste et de maintenir l'inflation et la production plus proche de leurs cibles. Ceci constitue le point fort de la politique monétaire sous engagement par rapport à celle sous discrétion.

1.2.3.2 Politique optimale sous engagement non-contraint

Selon Clarida et al. (1999) et Galí (2008), il s'agit du cas qui présente une description générale de la politique optimale sous engagement. La banque centrale peut s'engager, mais ne promet pas de suivre une règle définie. Elle n'optimise pas à chaque période comme sous discrétion, mais définit au temps $i = 0$ un plan $\{\pi_t, x_t, R_t\}_{i=0}^{+\infty}$ qui demeure optimal durant toute la période. Ainsi, le problème (1.7) sous contrainte (1.2) peut s'écrire par le Lagrangien suivant²¹ :

$$\max - \frac{1}{2} E_t \left\{ \sum_{i=0}^{\infty} \beta^i \left[\lambda x_{t+i}^2 + \pi_{t+i}^2 + \phi_{t+i} (\pi_{t+i} - \kappa x_{t+i} - \beta \pi_{t+i+1} - \mu_{t+i}) \right] \right\} \quad (1.25)$$

L'optimisation dynamique nous donne les conditions d'optimalité suivantes :

$$x_t = -\frac{\kappa}{\lambda} \pi_t, \quad i = 0 \quad (1.26)$$

$$x_{t+i} - x_{t+i-1} = -\frac{\kappa}{\lambda} \pi_{t+i}, \quad i \geq 1 \quad (1.27)$$

Sous engagement non-contraint la banque centrale n'agit comme sous discrétion que durant la première période ($i = 0$), en ajustant l'écart de production par rapport à l'inflation (1.26). Une fois en dehors de la première période, sa politique optimale change.

²¹ où $\frac{1}{2} \{\phi_{t+i}\}_{i=0}^{+\infty}$ est le multiplicateur de Lagrange associé à chaque période i .

Dès lors selon l'équation (1.27), la banque centrale ajuste non pas l'écart de production, mais plutôt les variations de l'écart de production par rapport au niveau de l'inflation. Et partant de l'équation (1.27), on peut remarquer que le niveau optimal courant de chaque variable (inflation et production) dépend de sa valeur retardée. Cela internalise donc les effets de la politique monétaire sur les anticipations de l'inflation et rend dynamique le problème d'arbitrage entre la variabilité de l'inflation et la variabilité de la production auquel fait face la banque centrale dans la conduite de sa politique monétaire. Il permet aussi, par cet ajustement graduel, de réduire l'impact des chocs d'offre sur l'inflation courante.

Malgré ces avantages, quelques limites de la politique optimale sous engagement non-contraint sont à signaler. La première relève de l'incohérence dynamique telle que soulevée par Kydland et Prescott (1977) et Prescott (1977). Ils montrent que si la banque centrale devait choisir sa politique optimale au temps $t+i$, elle serait tentée de dévier de son plan initial, surtout en choisissant le plan optimal réalisé au temps t . Ce qui induit à une politique sous-optimale. La seconde est liée aux effets déstabilisants qui pourraient résulter de la réaction de la banque centrale. En combinant les équations (1.27) et (1.1), on a :

$$R_t = \left(1 - \frac{\kappa}{\lambda\varphi}\right) E_t \pi_{t+1} + \frac{1}{\varphi} g_t \quad (1.28)$$

$$\text{où} \quad \left(1 - \frac{\kappa}{\lambda\varphi}\right) < 1 \quad (1.29)$$

Étant donné que la réaction de la banque centrale est insuffisante face aux anticipations de l'inflation future, ceci pose un problème de l'unicité de l'équilibre et ouvre le modèle à une indétermination, c'est-à-dire à une situation de plusieurs équilibres. Cette indétermination s'explique par le fait qu'une faible réaction de la banque centrale face à la hausse des anticipations inflationnistes réduit le taux

d'intérêt réel. Clarida et al. (2000) montrent que cette réaction sous-optimale alimente les anticipations autoréalisatrices des ménages sur l'inflation, ce qui provoque des fluctuations de nature endogènes de l'inflation et de la production.

1.3 Quelques considérations de politique monétaire

En dehors du cadre macroéconomique de la politique monétaire analysé ainsi que de la politique monétaire optimale dérivée, nous présentons quelques considérations pratiques rencontrées dans la conduite et l'évaluation des politiques monétaires. Clarida et al. (1999) font une description non exhaustive, mais intéressante. Ainsi, en ce qui nous concerne, nous nous sommes concentrés spécifiquement sur les questions qui présentent une utilité dans la suite de ce travail à savoir, les règles de politique monétaire, le lissage des taux d'intérêt, ainsi que la dynamique de l'inflation et de la production dans les modèles néo-keynésiens.

1.3.1 Règles de politique monétaire

En réalité, les banques centrales recourent aux règles dans la conduite de leurs politiques monétaires. Taylor (2001b, 1993) définit une règle de politique monétaire comme une relation algébrique ou graphique qui montre comment l'instrument de politique monétaire, en l'occurrence la base monétaire ou le taux d'intérêt nominal, change en réponse des variables économiques.

Le recours à une règle a pour but de réduire la discrétion dans la conduite de la politique monétaire étant donné que lorsque la banque centrale n'est pas contrainte à suivre une règle, elle aura tendance à tricher, ce qui occasionne une politique sous-optimale. Taylor (1999) identifie les avantages que procure une règle de politique monétaire par rapport à une politique discrétionnaire. Elle permet notamment : d'éviter les incohérences dynamiques; de rassurer les anticipations; de renforcer la

crédibilité laquelle améliore la performance; de réduire l'incertitude; de renforcer la confiance et enfin, de servir comme un outil pour l'évaluation de l'efficacité des actions menées. Toutefois, il recommande que ces règles soient simples, car leur performance est si proche de celle de la politique optimale.

Considérant le taux d'intérêt nominal comme l'instrument approprié pour la conduite de la politique monétaire, il existe plusieurs spécifications de la règle de politique monétaire. La plus générale et compacte est celle définie par Dennis (2004).

$$R_t = \varphi_1 Y_{t-1} + \varphi_2 Y_t + \varphi_3 E_t Y_{t+1} + \varphi_4 v_t \quad (1.30)$$

où φ_1 , φ_2 , φ_3 et φ_4 sont des matrices soumises à certaines conditions, Y_t est un vecteur des variables d'actions et v_t est un vecteur des chocs exogènes.

Plus attrayante, cette formulation indique de façon générale comment la banque centrale peut réagir aux différents niveaux de variables : soit retardées, soit courantes ou encore futures, et voire leurs combinaisons. En outre, par la présence des chocs exogènes, elle prend en compte le caractère stochastique de la réaction de la banque centrale. D'une manière plus explicite, Rudebusch et Svensson (2001) présentent les trois types de règles simples pour le ciblage de l'inflation où le taux d'intérêt nominal répond, soit à l'information passée, soit à l'information contemporaine ou soit encore aux anticipations futures.

Cependant, la règle de politique monétaire la plus utilisée est celle proposée par Taylor (1993, 2001b). Elle est généralement connue sous le nom de la *règle de Taylor*, et indique comment le taux d'intérêt nominal répond aux valeurs courantes de l'inflation et de la production²².

²² Taylor (2001b) donne une forme générale de toutes les règles de politique monétaire : $R_t = \rho R_{t-1} + (1-\rho)(\gamma_\pi \pi_t + \gamma_x x_t)$, où si $\rho = 0$, elle se réduit sous la forme $R_t = \gamma_\pi \pi_t + \gamma_x x_t$. Il insiste sur le fait que ces dernières règles avec la spécification réduite sont plus robustes.

$$R_t = \alpha + \gamma_\pi \pi_t + \gamma_x x_t \quad (1.31)$$

où, en déviations, R_t est le taux d'intérêt nominal, π_t le taux d'inflation, x_t est la production et α est l'intercepte. Suivant son *principe*²³, Taylor recommande $\gamma_\pi = 1.5$ et $\gamma_x = 0.5$ comme étant les valeurs optimales de la réponse du taux d'intérêt nominal aux déviations de l'inflation et de la production.

Cependant, plusieurs limites de cette règle sont soulevées notamment par Woodford (2001) qui récuse un intercepte constant α et propose un intercepte variable qui pourrait s'ajuster aux fluctuations. Il montre aussi que si le taux d'intérêt nominal répond seulement aux variables courantes ceci restreint l'action de la politique monétaire surtout « sous crédibilité » laquelle prend en compte les anticipations des ménages. Eu égard à ces lacunes, on considère généralement une règle avec $\alpha = 0$, ce qui devient :

$$R_t = \gamma_\pi \pi_t + \gamma_x x_t \quad (1.32)$$

On peut signaler que cette règle a connu des développements notamment par l'intégration des anticipations ou encore des retards, voir même du lissage.

1.3.2 Lissage du taux d'intérêt nominal

La question du lissage montre de quelle manière la banque centrale ajuste son taux d'intérêt nominal. En réalité, cet ajustement ne se réalise pas automatiquement comme l'exigent les règles ci-dessus décrites. Mais, il prend plutôt en compte le niveau historique du taux d'intérêt.

²³ Le *principe de Taylor* recommande $\rho_\pi > 1$ c'est-à-dire que la banque centrale, au moyen de son taux d'intérêt nominal, réagit plus que proportionnelle aux déviations de l'inflation par rapport à sa cible.

En considérant ce comportement de lissage, plusieurs auteurs dérivent la fonction de réaction sous la forme :

$$R_t = \rho R_{t-1} + (1 - \rho)(\alpha + \gamma_\pi \pi_t + \gamma_x x_t) + \varepsilon_t \quad (1.33)$$

où $0 \leq \rho \leq 1$ est le coefficient de lissage.

L'ajustement du taux d'intérêt nominal se fait de manière stochastique. Il est pondéré par sa valeur retardée et sa valeur courante. La variable aléatoire ε_t représente les facteurs non systématiques de la politique monétaire auxquels la banque centrale peut réagir. Selon les estimations statistiques sur les données trimestrielles, le taux de lissage est très élevé et se situe entre 0.80 ou 0.90 (Clarida et al., 1999). Ce qui montre que l'ajustement du taux d'intérêt nominal par les banques centrales dépend surtout de son niveau passé. Rotemberg et Woodford (1998) expliquent cette forte persistance par le fait qu'elle permet à la banque centrale de manipuler aisément à court terme les mouvements du taux d'intérêt réel et de la demande agrégée afin d'éviter les fluctuations excessives et déstabilisantes du taux d'intérêt nominal.

1.3.3 Dynamique de l'inflation et de la production dans le modèle néo-keynésien

Enfin, une dernière considération porte sur la question relative à la dynamique de l'inflation et de la production dans le modèle néo-keynésien. Son importance réside dans le fait qu'elle détermine la source de la persistance des variables du modèle, laquelle peut être : soit exogène lorsque le modèle est exclusivement fondé sur les valeurs anticipatives, *forward-looking*; soit endogène lorsqu'il dépend exclusivement des valeurs historiques ou rétrospectives, *backward-looking*; et enfin, soit hybride, c.-à-d. endogène et exogène, étant donné une certaine pondération entre les valeurs retardées et futures.

Eu égard à ces considérations, la plupart de modèles néo-keynésiens recourent à la formulation hybride (Fuhrer, 1996 ; Clarida et al., 1999; Smets et Wouters, 2003 ; Fuhrer et Rudebusch (2004) ; Schmitt-Grohé et Uribe, 2008 ; Schorfheide, 2008) en incorporant les valeurs retardées des variables dans les équations agrégées IS (1.1) et NKPC (1.2) que l'on peut réécrire :

$$x_t = -\varphi(R_t - E_t \pi_{t+1}) + (1-\delta)x_{t-1} + \delta E_t x_{t+1} + g_t \quad (1.34)$$

$$\pi_t = \lambda x_t + (1-\alpha)\pi_{t-1} + \alpha E_t \pi_{t+1} + \mu_t \quad (1.35)$$

avec $0 \leq \delta, \alpha \leq 1$

Les paramètres δ et α déterminent le degré d'influence des valeurs futures sur le niveau des variables courantes. Les deux cas extrêmes consistent à :

- si $\delta = 1$ et $\alpha = 1$, le modèle devient prospectif ou *forward-looking*.
- si $\delta = 0$ et $\alpha = 0$, le modèle devient rétrospectif ou *backward-looking*.

Le degré d'influence des valeurs retardées est un indicateur important de la persistance de l'inflation ou de la production. Car, il montre dans quelle mesure les valeurs retardées conditionnent la valeur courante et ceci a un effet considérable dans la transmission des effets de la politique monétaire.

Malgré l'absence de consensus sur les microfondements de la présence des valeurs passées dans ces équations agrégées, la spécification hybride présente des implications intéressantes et satisfait tous les principes de politique monétaire optimale discutés au point (1.2). En outre, elle permet d'incorporer le délai relatif à la réalisation des effets de la politique monétaire tel qu'observé dans les données.

1.4 Grande Modération et Courbe de Taylor

Depuis le début des années '80, plusieurs changements cycliques ont été observés au sein des économies développées. Ainsi, ce chapitre décrit succinctement la Grande Modération (1.4.1) ainsi que la courbe de Taylor (1.4.2).

1.4.1 La Grande Modération

La Grande Modération constitue un des sujets d'actualité dans la littérature économique et ne cesse de couler d'encre. Lancée par Bernanke (2004), ce concept décrit par la réduction simultanée de la volatilité de l'inflation et de la production observée dans plusieurs économies²⁴ depuis ces trois dernières décennies. Plusieurs auteurs²⁵ estiment généralement la date d'amorce à partir de l'année 1984. La Grande Modération fait suite à la période des années '60 et '70 caractérisée par une hyperinflation ayant occasionné de fortes fluctuations de la production et en ricochet, de la consommation et de l'emploi.

À la lumière des conclusions de plusieurs auteurs²⁶ qui se sont consacrés à l'analyse de ce phénomène, les volatilités de la production et celle de l'inflation durant la période post-1984 se sont fortement réduites et ne représentent respectivement qu'environ 1/3 et 1/2 de leurs valeurs de 1960-1983. Cependant, Stock et Watson (2003) notent que ces réductions ne se sont pas réalisées au même rythme et ils observent de fortes disparités entre les économies. En effet, comme le montre le tableau 1.1 suivant, on peut remarquer que la réduction des volatilités ne s'est pas opérée de manière similaire dans tous les pays, à tel point qu'on peut croire

²⁴ Il s'agit d'économies industrialisées et aussi quelques économies émergentes.

²⁵ Galí et Gambetti (2009), Stock et Watson (2003). Cependant, certaines études approfondies, comme Summers (2005), tentent d'estimer la date d'amorce propre à chaque pays.

²⁶ Blanchard et Simon (2001), Stock et Watson (2003), Galí et Gambetti (2009), Clarida et al. (2000), Castelnuovo (2007), etc.

qu'il n'y a pas eu Grande Modération au Canada. Ainsi, en estimant les déviations standards instantanées pour chaque pays sous l'hypothèse d'une date d'amorce flexible, ils concluent, avec évidence, à une large réduction de la volatilité du taux de croissance de la production au Canada, surtout après 1990 et non dans les années '80.

Tableau 1.1

Change in volatility of four-quarter growth of Real GDP per capita in the G7, 1960-1983 and 1984-2002.²⁷

Country	Standard deviation 1960-1983	Standard deviation 1984 - 2002	<u>Std. dev. 84-02</u> Std. dev. 60-83	<u>variance 84-02</u> variance 60-83
Canada	2.3	2.2	0.96	0.91
France	1.8	1.4	0.71	0.51
Germany	2.5	1.5	0.60	0.36
Italy	3.0	1.3	0.43	0.19
Japan	3.7	2.2	0.59	0.35
UK	2.4	1.7	0.71	0.50
US	2.7	1.7	0.63	0.40

Tiré de Stock et Watson (2003).

Parmi les facteurs explicatifs de cette stabilité macroéconomique post-1984, on distingue plusieurs hypothèses que Galí et Gambetti (2009) synthétisent autour de deux grands courants qui sont d'une part, la baisse des chocs macroéconomiques aléatoires ou «*good luck*»; et d'autre part, les changements structurels au niveau de l'économie ainsi que les politiques monétaires suivies et/ou adoptées «*good policy*».

Le premier courant, «*good luck*», est soutenu par Stock et Watson (2003), Primiceri (2005), Canova et al. (2008) ainsi que Justiniano et Primiceri (2006). À l'aide des modèles VARs, ces auteurs considèrent que la Grande Modération

²⁷ Tiré de Stock et Watson (2003).

résulte de l'absence ou mieux de la baisse des chocs macroéconomiques aléatoires comparativement à ceux observés durant les années 70, notamment les chocs des prix pétroliers. Ils estiment que les changements structurels de l'économie ainsi que les politiques monétaires suivies/adoptées après les années '80 n'ont joué qu'un rôle modeste.

Le second courant, «*good policy*», prôné par Clarida et al. (2000), Lubik et Schorfheide (2004), Cogley et Sargent (2005), Boivin et Giannoni (2006), Castelnuovo (2007) et Galí et Gambetti (2009) recourent surtout aux modèles DSGE. Ils considèrent les politiques monétaires suivies ainsi que les changements structurels de l'économie comme étant les principales sources de la stabilité macroéconomique enregistrée depuis la Grande Modération. Clarida et al. (2000) et Castelnuovo (2006, 2007) pointent le rôle prééminent des politiques monétaires agressives, aussi appelées *actives ou non-accommodantes*, adoptées par les banques centrales après lesquelles consistent à faire réagir efficacement, c'est-à-dire plus que proportionnellement, le taux d'intérêt nominal face aux anticipations futures de l'inflation.

L'élément le plus important dans l'évaluation de l'impact des hypothèses «*good luck*» et «*good policy*» sur la Grande Modération réside sur la méthode d'analyse utilisée laquelle fait référence notamment au problème de spécification des modèles. Benati et Surico (2008) démontrent que les mauvaises spécifications des modèles VARs utilisées par les défenseurs du courant «*good luck*» ont comme conséquence la sous-estimation du rôle joué par la politique monétaire au profit des chocs macroéconomiques aléatoires. Outre cela, Castelnuovo (2006) stigmatise la non-prise en compte de l'indétermination de la politique monétaire par les utilisateurs surtout des modèles VARs et même quelques-uns de DSGE, même lorsqu'ils opèrent des simulations contrefactuelles pour la période avant la Grande Modération. Il s'agit donc des considérations méthodologiques importantes dont on ne peut s'en passer au risque de compromettre les résultats.

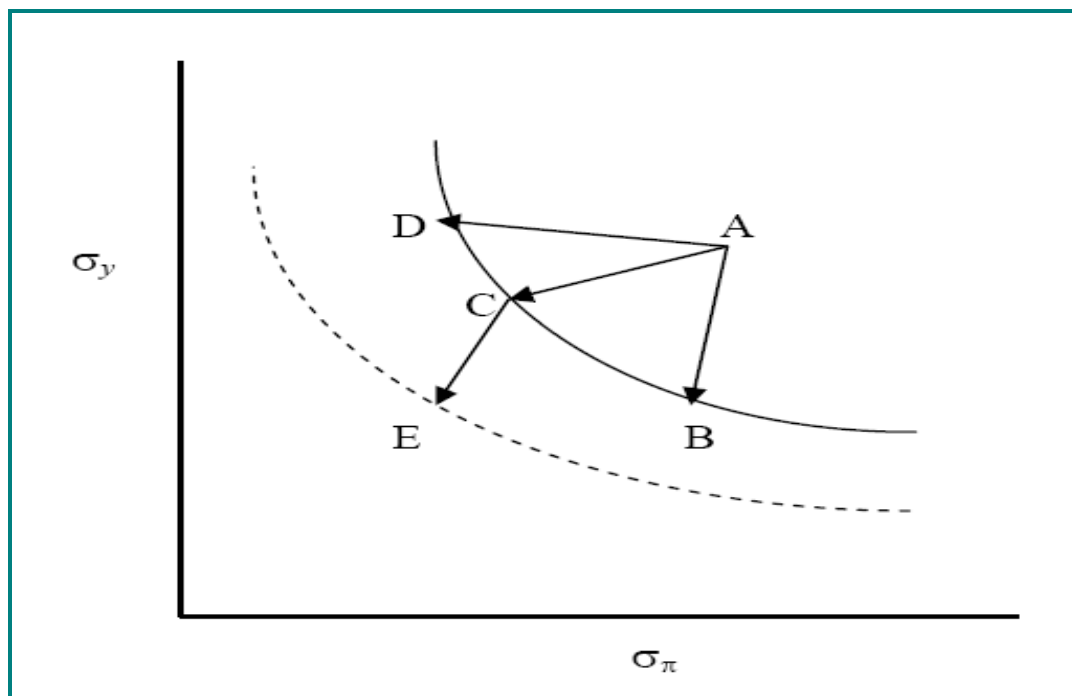
1.4.2 La Courbe de Taylor

La courbe de Taylor, aussi appelée la *frontière d'efficience* de la politique monétaire, a été introduite par Taylor (1979, 1994) et est considérée comme l'outil d'excellence pour l'orientation du choix optimal de la politique monétaire de la banque centrale. Elle définit la relation d'arbitrage à long terme, mieux le *tradeoff*, existant entre la variabilité de l'inflation et la variabilité de la production, et ce, contrairement à la courbe de Phillips standard qui jadis, préconisait une la relation d'arbitrage à long terme entre le taux d'inflation et celui de la production.

La courbe de Taylor est une courbe convexe et monotone. Elle est constituée par un ensemble de différentes combinaisons optimales réalisables entre la variabilité de l'inflation et celle de la production. Le long de la courbe, chaque combinaison est un choix de politique monétaire que la banque centrale peut opérer selon ses objectifs de stabilisation de l'inflation ou de stabilisation de la production. Sa pente négative traduit le coût marginal croissant de stabilisation de l'inflation ou de la production étant donné que le long de cette courbe d'efficience, une petite réduction de la variabilité de l'inflation par la banque centrale est obtenue au coût d'une variabilité plus que proportionnelle de la production, et vice-versa.

Étant donné que chaque choix de politique monétaire est décrit par une combinaison entre la variabilité de l'inflation et la variabilité de la production, on peut distinguer si une politique monétaire est efficiente ou non. La politique monétaire est non-efficiente lorsque la combinaison des variabilités de l'inflation et de la production est au-dessus de la frontière (Walsh, 1998); tandis que toute combinaison sur la frontière est dite efficiente. Cependant, le long de la frontière, aucune politique monétaire ne domine une autre et un jugement d'appréciation ne peut se faire que moyennant certaines hypothèses sur le comportement de la banque centrale vis-à-vis de ses objectifs de stabilisation de l'inflation et/ou de la production.

Figure 1.1
Courbe de Taylor (courbe d'efficiency)



(Tiré de Stock et Watson (2003)) : les points A, B, C, D et E sont les différents choix de politique monétaire. B, C et D sont sur la frontière d'efficiency tandis que A est hors frontière. Le point E est sur la frontière d'efficiency après un déplacement de celle-ci.

La position et la pente de la courbe de Taylor sont des éléments déterminants de toute analyse. Elles indiquent les limites de ce que la banque centrale peut réaliser et conditionnent de ce fait, l'efficacité de sa politique monétaire. Fuhrer (1997) et McCaw et Morka (2005) identifient les facteurs qui influencent la position et la pente de cette frontière. Il s'agit d'une part, des contraintes structurelles de l'économie et d'autre part, de la nature des chocs qui frappent l'économie. Selon leurs natures, ces facteurs peuvent occasionner un déplacement de la frontière à droite ou à gauche par une association positive de la variabilité de l'inflation et celle de la production. Cependant, si ces facteurs affectent à un degré différent l'inflation et la production, il existe un arbitrage auquel la banque centrale doit faire face.

On retrouve une littérature abondante sur cette question d'arbitrage et d'efficience de la politique monétaire à travers la courbe de Taylor. Taylor (1979) a montré que la politique monétaire américaine en 1979 était macroéconomiquement moins performante et se situait loin au-dessus de la courbe d'efficience. Aspergis (2003) analyse la politique monétaire grecque de 1988-2000 et note une amélioration de la performance avec une politique près de la frontière.

Fuhrer (1997) conclut que le passage d'un point d'inefficience vers la frontière d'efficience dépend des réponses de la politique monétaire. Il soutient aussi que lorsque l'économie atteint un niveau de faible inflation et de plein-emploi, la question d'arbitrage à long terme revêt une très grande importance et détermine la manière selon laquelle la politique monétaire répond aux chocs qui perturbent l'économie. En analysant l'arbitrage auquel la Banque Centrale norvégienne est confrontée, McCaw et Morka (2005) attestent que certains choix de politique monétaire sont plus efficaces que d'autres et permettent de réduire simultanément les volatilités de l'inflation et de la production. Dans le même sens, Adolfson et al. (2008a) utilisent le modèle de Ramsès pour la Sveriges Riksbank (la Banque de Suède). Ils montrent que la transmission des chocs lorsque la banque centrale fait face à un arbitrage dépend substantiellement de la manière dont la politique monétaire est conduite tandis que le degré d'arbitrage entre la stabilisation de l'inflation et de la production dépend de la manière dont l'écart de production est mesuré.

À la lumière de tous ces facteurs, il s'avère nécessaire de les prendre en considération à travers notre étude afin de mieux saisir les forces motrices des fluctuations de l'inflation et de la production et aussi surtout de quelle manière elles influencent le choix optimal des politiques monétaires des banques centrales.

Après ce premier chapitre ayant posé le cadre conceptuel de cette étude, nous allons dès lors, présenter le modèle d'analyse, objet du chapitre suivant.

CHAPITRE II

MODÈLE D'ANALYSE

Le but de ce chapitre est de décrire le modèle macroéconomique utilisé et la méthodologie suivie dans ce travail. Il présente le modèle d'analyse (2.1), dérive l'équilibre du modèle et la politique optimale sous engagement (2.2) avant de décrire l'échantillon et les données utilisés (2.3), la procédure d'estimation (2.4) ainsi que la calibration et la distribution à priori des paramètres à estimer (2.5).

2.1 Le modèle

Il s'agit d'un modèle d'équilibre général dynamique et stochastique (DSGE) standard et fermé avec des rigidités nominales uniquement sur les prix. Il est constitué d'une fonction de pertes et de trois contraintes déterminant l'équilibre de l'économie et le comportement de la banque centrale. Dans le but de faciliter l'estimation des paramètres, ce modèle non linéaire de base est réduit en un modèle linéaire simplifié utilisé dans la suite de ce travail.

2.1.1 La fonction de perte

La banque centrale détermine sa politique monétaire optimale par la minimisation intertemporelle de la fonction quadratique de perte ci-après :

$$\min E_t \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t L(\pi_t, x_t) \quad (2.1)$$

avec $L(\pi_t, x_t)$ une fonction quadratique de perte définie par :

$$L(\pi_t, x_t) = \lambda x_t^2 + (1 - \lambda) \pi_t^2, \quad 0 \leq \lambda \leq 1 \quad (2.2)$$

où x_t et π_t mesurent respectivement les déviations en pourcentage de la production et de l'inflation par rapport à leurs cibles. β et λ sont des paramètres tels que $\beta \in [0,1]$ et $\lambda \in [0,1]$. β est le taux d'escompte stochastique des ménages tel qu'une valeur proche de 1 signifie que la banque centrale accorde plus d'importance aux valeurs futures. Tandis que λ est le taux de préférence relative ou mieux le poids relatif accordé par la banque centrale aux déviations de l'écart de production par rapport à celles de l'inflation. Une valeur faible de λ indique que la banque centrale est plus concernée par les déviations de l'inflation, de telle sorte que le cas où $\lambda = 0$ correspond au ciblage strict de l'inflation²⁸.

La fonction quadratique de perte (2.2) est utilisée par Srouf (2003) pour le Canada. Elle est aussi similaire à celle définie par Clarida et al. (1999), Woodford (2002b) et celle dérivée par Benigno et Woodford (2006). Selon cette spécification, la banque centrale s'intéresse spécifiquement aux déviations des principales variables de sa mission à savoir, l'inflation et la production, et ne fait pas référence au lissage du taux d'intérêt et/ou du taux de change²⁹.

La caractéristique la plus intéressante de cette fonction objectif (2.1) repose sur son comportement au voisinage de $\beta = 1$. Rudebusch et Svensson (2001) et Dennis (2004) montrent que lorsque $\beta \rightarrow 1$, cette fonction objectif peut être décalée par $(1 - \beta)$ comme suit :

$$\lim_{\beta \rightarrow 1} (1 - \beta) \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t L(\pi_t, x_t) \quad (2.3)$$

²⁸ Rudebusch et Svensson (2001).

²⁹ En plus de l'inflation et de la production, la banque centrale peut inclure dans sa fonction de perte, les déviations du taux d'intérêt et/ou du taux d'échange. Ces types de fonctions sont largement discutés par Rudebusch et Svensson (2001), Cecchetti et al. (2006), Adolfson et al. (2008b), Woodford (2002b) et Benigno et Woodford (2006).

Cette limite, lorsque $\beta = 1$, converge à l'espérance non conditionnelle de la fonction de perte définie par la somme pondérée des variances non-conditionnelles de l'inflation et de l'écart de production notée par :

$$E_t \left[L(\pi_t, x_t) \right] = \lambda \text{var}(x) + (1 - \lambda) \text{var}(\pi) \quad (2.4)$$

L'espérance non conditionnelle de la fonction de perte constitue donc une mesure déterminante pour l'évaluation de l'efficacité d'une politique monétaire selon le poids relatif accordé aux déviations de la production.

2.1.2 Les contraintes

La banque centrale minimise la fonction inter-temporelle de perte (2.1) sous trois contraintes dont deux sont liées aux conditions d'équilibre de l'économie et une à sa fonction de réaction. Les équations caractéristiques sont issues du modèle DSGE standard décrit par Castelnuovo (2006)³⁰, proche de celui de Benati et Surico (2008).

$$x_t = \frac{b}{1+b} x_{t-1} + \frac{1}{1+b} E_t x_{t+1} - \frac{1-b}{\sigma(1+b)} (R_t - E_t \pi_{t+1}) + \varepsilon_t^x \quad (2.5)$$

$$\pi_t = \frac{\omega}{1+\omega\beta} \pi_{t-1} + \frac{\beta}{1+\omega\beta} E_t \pi_{t+1} + \kappa x_t + \varepsilon_t^\pi \quad (2.6)$$

$$R_t = \rho_\pi \pi_t + \rho_x x_t + \varepsilon_t^R \quad (2.7)$$

où R_t est la déviation en pourcentage du taux d'intérêt nominal; ε_t^π , ε_t^x , ε_t^R sont des chocs indépendants et identiquement distribués³¹ et b , σ , ω , θ , η , ρ_π , ρ_x sont des paramètres du modèle.

³⁰ Castelnuovo (2006) utilise ce modèle pour analyser l'allure de la courbe de Taylor sous divers régimes de politique monétaire. Il montre que si la politique monétaire est « active », cette courbe est similaire à celle prédite par Taylor (1979). Par ailleurs, cette spécification est largement utilisée dans la littérature économique notamment par Schorfheide (2008), Benati (2008) et aussi un peu dans TOTEM.

³¹ Les chocs *iid* sont tels que $E_t(\varepsilon_t) = 0$, $E_t(\varepsilon_t \varepsilon_t) = \sigma^2$ et $E_t(\varepsilon_t \varepsilon_{t-k}) = 0$;

Les équations (2.5) et (2.6) sont des équations hybrides d'anticipations rationnelles qui prennent en compte l'effet des valeurs passées et futures de l'inflation et de l'écart de production sur les valeurs courantes.

L'équation (2.5) est la nouvelle courbe IS caractérisant la demande agrégée. Elle est dérivée de la log-linéarisation de l'équation d'Euler sur la consommation des ménages. Elle définit de quelle manière la production courante est influencée aussi bien par ses valeurs passées et futures anticipées que par un effet direct du taux d'intérêt réel. La variation de l'écart de production passée ou future anticipée influence positivement le niveau de l'écart de production courante alors qu'une variation du taux d'intérêt agit négativement. Le paramètre b détermine l'influence des habitudes externes de consommation dans la fonction d'utilité des ménages et introduit la persistance dans le modèle³² ; tandis que σ est l'élasticité d'aversion au risque des ménages ou mieux l'inverse de l'élasticité de substitution de la consommation par les ménages à travers les périodes. Suivant l'équation (2.5) le mécanisme de transmission de la politique monétaire dépend des paramètres b et σ . Une faible valeur de b ou de σ signifie que les ménages sont moins poussés à lisser leur consommation et cela rend l'écart de production plus sensible aux réactions des chocs de la politique monétaire. ε_t^x représente le choc de la demande ou le choc dû aux préférences des ménages.

L'équation (2.6) est la courbe de Phillips néo-keynésienne (NKPC) ou encore la fonction des prix et caractérise l'offre agrégée. Elle est dérivée de l'équation d'Euler des firmes individuelles en compétition monopolistique fixant leur prix optimal à la Calvo (1983) avec une indexation à la Christiano³³. Autrement dit, pour une firme il existe une probabilité θ de ne pas ré-optimiser son prix et parmi

³² Le paramètre $b \geq 0$. Une valeur élevée indique l'importance des habitudes de consommation des ménages et fait en sorte que la consommation (production) devient persistante.

³³ Christiano et al. (2005). L'indexation des prix, ω , par certaines firmes qui n'optimisent pas, est prise en compte et a un impact considérable sur la dynamique de l'inflation.

celles qui ne ré-optimisent pas, une proportion ω indexe leurs prix courants par rapport au niveau de l'inflation passée telle que, pour chaque firme j , $P_{j,t} = \pi_{t-1} P_{j,t-1}$. Selon l'équation (2.6), le niveau de l'inflation passée, de l'inflation future anticipée ainsi que de l'écart de production courante agissent positivement sur le niveau de l'inflation courante. Comme le montrent bon nombre d'auteurs³⁴, cette spécification de la NKPC est un élément déterminant de la dynamique de l'inflation dans les modèles Néo-Keynésiens car, elle permet de capturer la persistance de l'inflation telle qu'observée dans les données. Le paramètre β est le taux d'escompte tandis que κ mesure la sensibilité de l'inflation due aux fluctuations de la production. Il est déterminé par les paramètres structurels du modèle tels que $\kappa = \frac{(\sigma + \eta)(1 - \theta)(1 - \theta\beta)}{(1 + \omega\beta)\theta}$, où η est l'élasticité du travail des ménages. Comme on peut le voir, κ évolue inversement à θ . Ceci implique que lorsque les prix sont fortement rigides (θ élevée, donc une valeur faible de κ), l'inflation est moins sensible aux déviations de la production. ε_t^π ou *cost-push shock* désigne les chocs aléatoires affectent l'offre agrégée.

Enfin, l'équation (2.7) est la fonction de réaction de la banque centrale. Elle indique comment la banque centrale détermine son taux d'intérêt nominal afin de répondre aux déviations de l'inflation et de la production. Son ajout aux contraintes du modèle permet de tenir compte du comportement de la banque centrale sur la manière dont l'économie a évolué. En outre, il permet au modèle de satisfaire aux restrictions de Blanchard et Kahn (1980) sur l'équilibre du modèle, notamment en garantissant l'existence d'une solution unique afin d'éviter toute indétermination. Il s'agit d'une considération essentielle dans le cadre de notre analyse étant donné que selon Castelnovo (2006), sous indétermination, la courbe d'efficacité n'a pas la forme convexe monotone telle que préconisée par Taylor (1979, 1994).

³⁴ Lire notamment Schorfheide (2008), Amano et al. (2005) et Kurman (2005). Ils analysent en profondeur les propriétés de la NKPC et en discutent largement sur ses spécifications ainsi que l'incertitude liée à une meilleure estimation.

Cependant, quel type de règle monétaire à adopter ? Dans le cadre de cette étude nous avons recouru à une règle monétaire simple comme celle décrite à l'équation (2.7) et ce, pour une double raison.

La première est due par la performance des règles monétaires simples sur l'économie canadienne. En effet, Cateau et Murchison (2010) montrent que les règles monétaires simples peuvent offrir une bonne approximation de la politique optimale sous l'hypothèse d'information parfaite. De plus, même sous l'incertitude³⁵ elles sont plus robustes que les règles plus complexes. À l'instar de Cateau et Murchison (2010), Côté et al. (2002) ont analysé la performance des règles de la politique monétaire sur les douze modèles de l'économie canadienne. Ils suggèrent le recours aux règles simples, notamment celle à la Taylor, étant donné qu'elles se comportent mieux que les règles monétaires plus complexes. Ils montrent également que les règles simples de politique monétaire sont plus performantes et ne créent pas la même frontière d'efficience que les règles plus complexes comme le soutenaient Levin, Wieland et Williams (1999).

Cette performance des règles simples est aussi soutenue par McCaw et Morka (2005) qui examinent l'opportunité du lissage. Après avoir analysé l'arbitrage entre la variabilité de l'inflation et celle de la production, ces auteurs concluent que les règles de politique monétaire avec lissage du taux d'intérêt ne sont jamais efficientes.

La seconde est liée au caractère stochastique de cette règle simple qui permet d'intégrer le comportement non systématique de la banque centrale dans sa fonction de réaction. Il s'agit là d'un aspect particulier dans la mesure où la banque centrale ne maîtrise pas parfaitement son environnement macroéconomique et fait face à l'incertitude provenant des perturbations exogènes.

³⁵ L'incertitude due, soit des chocs aléatoires, soit des paramètres, soit des données, soit du modèle.

2.1.3 Le modèle linéaire simplifié

La simplification du modèle porte spécifiquement sur la structure des contraintes (2.5) et (2.6), et consiste à les rendre linéaires en paramètres. Cette transformation a l'avantage d'identifier aisément l'état stationnaire du modèle, condition nécessaire pour l'estimation et la simulation. Ainsi, les équations linéaires simplifiées des contraintes sont :

$$x_t = (1 - \delta)x_{t-1} + \delta E_t x_{t+1} - \varphi(R_t - E_t \pi_{t+1}) + \varepsilon_t^x \quad (2.8)$$

$$\pi_t = (1 - \alpha)\pi_{t-1} + \alpha E_t \pi_{t+1} + \kappa x_t + \varepsilon_t^\pi \quad (2.9)$$

$$R_t = \rho_\pi \pi_t + \rho_x x_t + \varepsilon_t^R \quad (2.10)$$

où δ , φ , α et κ sont des fonctions des paramètres des équations (2.5) et (2.6).

De ce modèle simplifié, deux paramètres d'intérêt sont à identifier. Le premier paramètre κ est le facteur clé de notre analyse. Il détermine le degré d'arbitrage entre les déviations de l'inflation et celles de la production et constitue une mesure déterminante pour la transmission des effets de la politique monétaire aux fins de stabilisation macroéconomique. Son signe et son amplitude indiquent dans quelle mesure l'inflation et la production s'influencent. Une valeur positive de κ indique une réduction immédiate de l'inflation après un choc de politique monétaire ; mais si cette valeur est faible³⁶, elle accroît les effets réels de ce choc et améliore l'arbitrage que la banque centrale doit faire face. Le second paramètre φ révèle le canal de transmission de l'action de la politique monétaire sur l'économie. Partant de l'équation (2.8), l'action de la banque centrale sur le taux d'intérêt provoque une variation négative de l'écart de production, laquelle induit via (2.9), une variation positive de l'inflation³⁷. Une faible valeur de φ rend l'écart de production moins sensible à l'action des taux d'intérêt et réduit de ce fait leurs effets.

³⁶ Une valeur faible de κ implique une grande rigidité des prix ou une faible fréquence d'ajustement des prix.

³⁷ La durée de transmission dépend du degré de réaction, de la sensibilité de l'output et de l'inflation.

2.2 Équilibre du modèle et politique monétaire optimale

L'équilibre du modèle ainsi que la politique monétaire optimale sont dérivés sous l'hypothèse de crédibilité parfaite de la banque centrale et suivant l'algorithme développé par Dennis (2007, 2004)³⁸ et Söderlind (1999)³⁹. Nous déterminons d'abord l'équilibre du modèle avant de dériver la politique optimale et l'impact des chocs. La démarche plus détaillée est expliquée à l'appendice A.

2.2.1 Équilibre du modèle

Le problème d'optimisation est décrit par l'équation (2.1) et les contraintes définies par (2.8)-(2.10). Il peut-être réécrit sous la forme structurelle ci-après :

$$\min E_t \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \{ X_t' Q X_t \} \quad (2.11)$$

sous la contrainte,

$$H_0 X_t = H_1 X_{t-1} + H_2 X_{t+1} + B R_t + C \varepsilon_t \quad (2.12)$$

où $X_t = [x_t \ \pi_t]'$ est le vecteur des variables endogènes, R_t est la variable de contrôle définie comme l'instrument de politique monétaire de la banque centrale. $\varepsilon_t = [\varepsilon_t^x \ \varepsilon_t^\pi \ \varepsilon_t^R]'$ est le vecteur contenant les chocs structurels du modèle. Q est la matrice des poids relatifs accordés aux déviations de l'inflation et à celles de la production dans la fonction objectif de la banque centrale ; H_0 , H_1 , H_2 , B et C sont des matrices contenant les paramètres structurels dans les contraintes. Le Lagrangien pour ce problème d'optimisation dynamique s'écrit,

$$L = \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \{ X_t' Q X_t + 2\mu_t (H_0 X_t - H_1 X_{t-1} - H_2 X_{t+1} - B i_t - C \varepsilon_t) \} \quad (2.13)$$

³⁸ Une synthèse de cet algorithme est présentée par Cateau (2009) dans son article où il analyse la politique monétaire canadienne.

³⁹ Lire aussi Giordani et Söderlind (2004).

où $\mu_t = [\mu_t^x \quad \mu_t^\pi \quad \mu_t^R]'$ est le vecteur des multiplicateurs de Lagrange associés respectivement à la contrainte de la nouvelle courbe IS, à celle de la courbe de Phillips néo-keynésienne NKPC ainsi qu'à celle de la fonction de réaction de la banque centrale.

Sous l'hypothèse de crédibilité parfaite de la banque centrale, Dennis (2007) montre que la solution de ce problème d'optimisation est définie par un système dynamique suivant :

$$\begin{bmatrix} \mu_t \\ X_t \\ R_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \mathcal{G}_{11} & \mathcal{G}_{12} & 0 \\ \mathcal{G}_{21} & \mathcal{G}_{22} & 0 \\ \rho_1 & \rho_2 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \mu_{t-1} \\ X_{t-1} \\ R_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \mathcal{G}_{13} \\ \mathcal{G}_{12} \\ \rho_3 \end{bmatrix} \varepsilon_t \quad (2.14)$$

dont la forme réduite est :

$$Z_t = NZ_{t-1} + G\varepsilon_t \quad (2.15)$$

où le vecteur $Z_t = [\mu_t \quad X_t \quad R_t]'$ et N est la matrice de transition dont les racines doivent être stables⁴⁰.

2.2.2 Politique monétaire optimale et impact des chocs

À partir des équations (2.14) et (2.15), on peut déduire la règle optimale de la politique monétaire et déterminer l'impact des différents chocs structurels sur les variables macroéconomiques. Considérant le système dynamique (2.14), la règle optimale⁴¹ sous crédibilité parfaite de la politique monétaire de la banque centrale se présente sous la forme réduite ci-après :

$$R_t = \rho_2 X_{t-1} + \rho_1 \mu_{t-1} + \rho_3 \varepsilon_t \quad (2.16)$$

où ρ_1 , ρ_2 et ρ_3 sont des matrices qui obéissent à certaines conditions.

⁴⁰ Il s'agit de la condition de Blanchard et Kahn (1980) pour l'existence d'une solution unique.

⁴¹ Il faut signaler que cette règle la plus optimale se distingue des règles optimales opérationnelles.

Dennis (2007) considère cette règle monétaire comme étant «*la plus optimale*» comparativement aux règles opérationnelles utilisées par les banques centrales. Cette distinction est fondée sur quatre principaux avantages suivants. Premièrement, selon McCallum (1999), cette règle répond à l'information disponible, X_{t-1} , au moment de la prise de décision par la banque centrale. Deuxièmement, par son caractère stochastique, elle prend en compte l'effet des chocs structurels courants, ε_t . Troisièmement, elle dépend aussi des multiplicateurs de Lagrange, μ_t , définis comme le coût que supporte la banque centrale pour le respect de son engagement. Autrement dit, elle sous-tend que la politique monétaire contemporaine tient compte de la manière dont les anticipations des agents privés ont été formées dans le passé. Quatrièmement et enfin, cette règle sous engagement est plus efficace, car elle résulte à des pertes de bien-être social plus minimales.

De l'équation (2.15), on peut déterminer l'impact des différents chocs structurels ou mieux les fonctions de réponse des variables endogènes face aux différents chocs structurels. Ces fonctions sont très importantes dans notre analyse, car elles déterminent la dynamique ou mieux l'évolution d'une variable économique face un choc. Ainsi, l'impact des différents chocs $\varepsilon_t = [\varepsilon_t^x \quad \varepsilon_t^\pi \quad \varepsilon_t^R]'$ sur les variables macroéconomiques définies par $Z_t = [\mu_t \quad X_t \quad R_t]'$ est définie par la fonction de réponse ci-après :

$$\frac{\partial Z_{t+h}}{\partial \varepsilon_t} = N^h G \quad (2.17)$$

où h est l'horizon de temps considéré.

Il est à noter que si le système (2.15) est stationnaire et la matrice de transition N est stable, l'impact des chocs temporaires disparaît au fur et à mesure que l'horizon considéré tend vers l'infini ($h \rightarrow \infty$).

2.3 Échantillons et données utilisées

L'étude porte sur la politique monétaire canadienne pour la période de 1984T1-2010T1. Le choix du Canada est naturel suite à sa politique monétaire performante. Afin de mieux appréhender la dynamique de l'arbitrage, cette période est subdivisée en trois sous-périodes ci-après : 1984T1-1991T4, 1992T1-2007T2 et 2007T3-2010T1. La première sous-période est celle d'avant l'adoption de la politique de ciblage d'inflation. La deuxième est sous le régime de ciblage d'inflation au taux de 2% adopté en février 1991. Enfin, la troisième sous-période s'inscrit sur le régime de ciblage d'inflation à 2% mais est dominée par la Grande Récession de 2008 due à une forte présence des chocs aléatoires ayant perturbé l'évolution macroéconomique.

Cette subdivision bien qu'arbitraire est surtout basée sur l'évolution macroéconomique de la politique monétaire canadienne. Elle est motivée par plusieurs études antérieures qui traitent du changement de régimes observé dans les politiques monétaires en général, et canadiennes en particulier. Parmi celles-ci, on peut citer particulièrement les papiers⁴² de Clarida et al. (2000), de Summers (2005), de Longworth (2002), de Stock et Watson (2003) et de Galí et Gambetti (2009).

Pour la première sous-période (1984T1-1991T4), le choix de la date de 1984T1 est principalement fondé sur l'étude de Stock et Watson (2003) qui utilisent l'année 1984 comme la date d'amorce de la Grande Modération dans les économies les plus développées⁴³. Hormis Summers (2005) qui identifie 1988T1 comme le début de la Grande Modération au Canada, plusieurs auteurs notamment Longworth (2002) et Mendes et Murchison (2010), s'accordent, malgré le bris structurel observé en

⁴² Clarida et al. (2000) considèrent l'après-1979⁴² et surtout 1983 après avoir exclu la période de 1980-82 ; Stock et Watson (2003) et Galí et Gambetti (2008) pointent 1984T1 comme la date d'amorce de la Grande modération dans les pays industrialisés du G7. Summers (2005) analyse les pays du G7 et l'Australie et dégage les dates spécifiques probables pour chacun d'eux.

⁴³ Canada, France, Italie, Japon, Allemagne, Royaume-Uni et États-Unis.

1983, sur la réduction de la volatilité et de la persistance de l'inflation ainsi que des principales variables macroéconomiques au Canada dès 1980. Longworth (2002) est encore plus explicite en notant que la récession observée au début des années 1980 ainsi que la baisse subséquente de l'inflation dès 1984 sont des éléments importants à prendre en compte étant donné qu'ils ont permis de changer significativement le comportement de certaines variables macroéconomiques. Analysant la dynamique de l'inflation au Canada, il observe une hausse significative dans les années '70 et au début des années '80 avant d'enregistrer une réduction à partir de 1984 et plus fortement après 1991. Raison pour laquelle, notre choix de 1984T1 comme date initiale constitue un meilleur point de repère. Il s'inscrit, si l'on considère Amano et Murchison (2006)⁴⁴, vers le début de la période de recherche par la Banque du Canada d'un nouveau point d'ancrage nominal pour la conduite de sa politique monétaire. Ce point d'ancrage se traduit par l'adoption du taux d'intérêt nominal comme l'instrument de la politique monétaire canadienne et constitue donc un changement radical de vision dans la manière dont celle-ci est conduite.

La deuxième sous-période (1992T1-2007T2) est celle de la politique monétaire canadienne sous le régime de ciblage d'inflation au taux de 2%. L'environnement macroéconomique est relativement stable en dépit de quelques perturbations macroéconomiques observées en 2001⁴⁵ dues aux incertitudes géopolitiques liées au terrorisme international. En effet, en février 1991, la Banque du Canada a procédé à la réforme de sa politique monétaire en adoptant une politique plus crédible caractérisée par une cible explicite d'inflation annuelle de 2% pour la

⁴⁴ Faisant référence au discours du gouverneur Gordon Thiessen en 2000 sur l'évolution de la politique monétaire canadienne, Amano (2005) rappelle les trois principaux régimes de politique monétaire canadienne : (i) la stagflation et le monétarisme (1971-1981); (ii) la recherche d'un nouveau point d'ancrage nominal (1982-1990) ; et enfin, (iii) le ciblage d'inflation (1991-2000).

⁴⁵ Selon les *Rapports sur la Politique monétaire* de la Banque du Canada, il s'agit des perturbations associées aux attentes terroristes à la suite des attentats terroristes du 11 septembre aux États-Unis; ainsi que de la baisse du régime de l'économie mondiale dont le ralentissement était observé dès le premier trimestre de 2001.

période de 5 ans. Dix ans plus tard, en Mai 2001, cette cible a été reconduite pour la deuxième fois pour 5 ans encore, avant d'être maintenue pour la troisième fois en 2006 jusqu'à 2011. Dans cette perspective, le choix de 1992T1 comme la date de début de la sous-période est dominé par deux préoccupations. La première est qu'on note une réduction plus importante de l'inflation après 1991⁴⁶ (Longworth, 2002). La deuxième tient surtout compte des délais liés à la transmission des effets de la politique monétaire sur l'économie. Ces derniers, d'après les conditions d'optimalité de la politique monétaire sous engagement, supposent qu'une action de politique monétaire, en l'occurrence une réforme, menée au temps t par la banque centrale ne peut influencer l'économie qu'à partir de la période $t+i$.

Enfin, la troisième sous-période (2007T3-2010T1) est similaire à la seconde avec une seule différence qu'elle est caractérisée par la Grande Récession post-2007 dont les chocs ont été observés dès Août 2007. Suivant l'entendement de plusieurs économistes⁴⁷, cette récession de grande ampleur pourrait avoir mis fin à la Grande Modération observée depuis les années '80. Dans ce sens, cette sous-période permet donc d'apprécier l'efficacité de la politique monétaire en présence des chocs exogènes aléatoires de fortes intensités.

Les données trimestrielles utilisées sont extraites de la base CANSIM de Statistique Canada. Il s'agit du PIB réel pour la production, de l'indice de prix à la consommation (IPC) pour l'inflation ainsi que du taux directeur ou taux de financement à un jour de la Banque du Canada pour le taux d'intérêt nominal. Aux fins de stationnarité, les variables ne sont exprimées en niveau. Ils sont plutôt en pourcentage de déviations par rapport à leurs niveaux de long terme.

⁴⁶ Ragan (2007) montre aussi que depuis 1992, la croissance de la production est toujours demeurée à l'intérieur d'une plage de +1% à +6% contrairement aux années 1980 où ce taux annuel a fluctué généralement de -3% à +6%.

⁴⁷ Lire Boivin, Jean. (2011). «La 'Grande' Récession au Canada : perception et réalité». Discours prononcé par le sous-gouverneur Jean Boivin devant l'Association CFA Montréal à Montréal (Québec) le 28 mars 2011. Banque du Canada. voir www.bankofcanada.ca

À cet effet, le traitement des données a consisté aux transformations en logarithme pour la production et les prix et en différence pour le taux d'intérêt nominal. Une description détaillée est présentée à l'appendice B.

Cependant, la difficulté principale réside sur quelle valeur faut-il retenir pour la cible de l'inflation. Car, la littérature propose, soit une valeur-cible constante, soit une valeur-cible variable. En ce qui nous concerne, notre approche adopte une cible d'inflation variable. Il s'agit du taux d'inflation de long terme (ou moyenne) pour la période de 1984T1-1991T4 ainsi que du taux cible explicite de 2% à partir de 1992T1. Ce choix est le résultat d'Amano et Murchison (2006). Ils estiment pour le Canada deux séries de valeurs-cibles de l'inflation pour la période de 1980-2004T1 dont l'une est construite au moyen d'un VAR et l'autre suivant la méthode des points mobiles à partir des projections internes de la Banque du Canada. Leur résultat est en faveur du recours à un taux d'inflation cible variable. Ce résultat est justifié par le fait que non seulement une cible d'inflation variable ajoute au modèle un certain degré de réalisme, mais elle constitue aussi une considération importante par ce qu'elle conditionne la dynamique de l'inflation.

2.4 Procédure d'estimation et de construction de la courbe de Taylor

Cette procédure est constituée de deux étapes. La première consiste à estimer les paramètres et à simuler les variabilités observées et optimales de l'inflation et de la production. L'estimation est menée suivant l'approche bayésienne. Tandis que les simulations sont faites par la méthode des perturbations comme décrite dans Schmitt-Grohé et Uribe (2004) et Juillard et Ocaktan (2007). La seconde étape décrit comment construire la courbe de Taylor et comment analyser les mouvements des frontières d'efficience.

2.4.1 Procédure d'estimation et de simulations

Menées à l'aide du logiciel DYNARE, cette procédure est organisée en trois parties : (i) l'estimation des paramètres structurels ; (ii) le calcul par simulation des variabilités réalisées de l'inflation et de la production et enfin; (iii) le calcul par simulations des variabilités optimales et de la règle la plus optimale de la politique monétaire.

2.4.1.1 Estimation des paramètres structurels et validation du modèle

L'estimation des paramètres structurels et la validation du modèle sont menées suivant la méthode bayésienne après plusieurs simulations Metropolis-Hastings (MH). Le modèle utilisé est défini par le système d'équations linéaires (2.8)-(2.10). Les neuf paramètres à estimer du modèle sont définis par le vecteur $\Theta = \{\delta, \alpha, \varphi, \kappa, \rho_\pi, \rho_x, \sigma_{\varepsilon x}, \sigma_{\varepsilon \pi}, \sigma_{\varepsilon R}\}$ tandis que le paramètre relatif au taux d'escompte est imposé à $\beta = 0.99$. Considérant le système d'équations linéaires décrivant le modèle, l'état stationnaire est défini par les valeurs initiales suivantes $x = 0$, $\pi = 0$ et $R = 0$.

Suivant Fernández-Villarverde (2009), l'estimation bayésienne consiste à déterminer la distribution à posteriori des paramètres étant donné les données observées, la structure du modèle ainsi que la distribution à priori de ces paramètres. Ainsi, considérant notre modèle défini par M et le vecteur des paramètres à estimer défini par Θ , la distribution à posteriori des paramètres du modèle est calculée par :

$$\chi(\Theta | y_{t=1}^T, M) = \frac{p(y_{t=1}^T | \Theta, M) \chi(\Theta | M)}{\int p(y_{t=1}^T | \Theta, M) \chi(\Theta | M) d\Theta} \quad (2.18)$$

où $y_{t=1}^T$ désigne les données observées; $\chi(\Theta | M)$ la distribution à priori des

paramètres du modèle; et $p(y_{t=1}^T | \Theta, M) \equiv L(\Theta | y_{t=1}^T, M)$ la fonction de vraisemblance qui définit la probabilité que le modèle assigne à chaque observation étant donné les valeurs des paramètres.

Pour évaluer la validité du modèle, nous avons recouru au test global de spécification portant sur les valeurs postérieures estimées tel qu'utilisé par Rabanal et Rubio-Ramírez (2003). Ce test consiste en quatre étapes consécutives à savoir : déterminer la distribution à posteriori des paramètres, spécifier la fonction de vraisemblance, trouver la densité marginale de la vraisemblance du modèle et enfin, calculer le facteur de Bayes. En considérant la fonction de vraisemblance afférente à notre modèle, la densité marginale de la vraisemblance est définie par $L(y_{t=1}^T | M)$. Elle détermine la densité des données par rapport au modèle et est obtenue par l'intégration de la fonction de vraisemblance spécifiée afférente au modèle pondérée par la distribution à priori.

$$L(y_{t=1}^T | M) = \int_{\Theta} L(\Theta | y_{t=1}^T, M) \chi(\Theta | M) d\Theta \quad (2.19)$$

Compte tenu des difficultés généralement rencontrées, nous avons recouru à DYNARE pour calculer l'estimateur de la densité marginale de la vraisemblance, notée $\hat{L}(y_{t=1}^T | M)$, lequel sert à évaluer la qualité du modèle. À partir de deux échantillons de données (1 et 2) différentes, la procédure consiste à comparer la qualité des paramètres estimés pour chaque paire de données en calculant le *posterior odds ratio* (en faveur de l'échantillon 1) :

$$\frac{p(M_1 | y_{1t=1}^T)}{p(M_2 | y_{2t=1}^T)} = \frac{p(M_1) \hat{L}(y_{1t=1}^T | M_1)}{p(M_2) \hat{L}(y_{2t=1}^T | M_2)} \quad (2.20)$$

Toutefois, en ce qui nous concerne, on peut remarquer que, pour tous les échantillons de données, la probabilité du modèle est identique ($p(M_1) = p(M_2)$) puisque nous utilisons le même modèle ($M_1 = M_2$) avec la même distribution à priori des paramètres. En éliminant partiellement cette influence du modèle à priori, les différences observées au niveau des paramètres estimés Θ_i résideraient uniquement au niveau des données observées. Ainsi, nous avons recouru à une mesure plus appropriée⁴⁸, le *facteur de Bayes*, qui n'est autre que le rapport des densités marginales de vraisemblance estimées des échantillons de données observées.

$$\hat{B}_2^1(y_{t=1}^T) = \frac{\hat{L}(y_{1t=1}^T | M)}{\hat{L}(y_{2t=1}^T | M)} \quad (2.21)$$

où lorsque les densités marginales sont exprimées en logarithme, Chib (1995) montre que le facteur de Bayes en faveur de l'échantillon (1) est calculé par :

$$\hat{B}_2^1(y_{t=1}^T) = \exp\{\ln \hat{L}(y_{1t=1}^T | M) - \ln \hat{L}(y_{2t=1}^T | M)\} \quad (2.22)$$

La valeur du *facteur de Bayes* converge vers 1. L'inférence pour la décision en faveur du vecteur de paramètres relatif aux données de l'échantillon (1) ou de celui de l'échantillon (2) se fait sur base de l'*échelle pratique de Jeffreys*⁴⁹. Une valeur plus grande que 1 suppose que le vecteur des paramètres estimé à partir des données observées de l'échantillon (1) soit plus favorisé que celui estimé à partir des données de l'échantillon (2), et vice-versa. En d'autres termes, il s'agit d'attester à un certain degré d'évidence (faible, positif, fort, décisif) que le premier vecteur des paramètres estimés soit plus probable (ou plus différent) que le second étant donné qu'ils sont jugés avec les mêmes chances avant l'observation des données.

⁴⁸ Car il n'y a pas de probabilité à priori sur le modèle et en plus, n'exige pas un seuil critique pour la validation du modèle

⁴⁹ Lire Chib (1995).

2.4.1.2 Calcul des variabilités observées de l'inflation et de l'écart de production

Les variabilités observées de l'inflation ainsi que celles de l'écart de production sont calculées par la méthode de simulations stochastiques avec perturbations. Pour chaque sous-période, la procédure consiste à simuler 20,000 fois le modèle macroéconomique (2.8)-(2.10), calibré par les valeurs estimées du vecteur des paramètres $\hat{\Theta}_i$ correspondantes à la sous-période provenant de l'estimation décrite au point (2.4.1.1). Le couple de variances réalisées non-conditionnelles $(\sigma_x^2, \sigma_\pi^2)$ obtenu va servir à déterminer le *point de performance* de la politique monétaire pour cette sous-période.

2.4.1.3 Calcul des variabilités optimales et de la règle optimale de politique monétaire

La règle la plus optimale de la politique monétaire ainsi que les variabilités optimales de l'inflation et de l'écart de production sont obtenues par simulations comme au point (2.4.1.2) à l'exception que l'approche suivie ici est empruntée de Castelnuovo (2006) et le modèle simulé se distingue de celui utilisé précédemment. Il consiste à la minimisation de la fonction objective (2.1) sous les contraintes linéaires (2.8)-(2.10). Pour chaque sous-période, le modèle est calibré par les valeurs respectives des paramètres estimées obtenues au point (2.4.1.1). Ensuite, il est simulé 20,000 fois pour chaque niveau de préférence de la banque centrale, $\lambda \in [0:0.05:1]$. Ainsi, pour chaque valeur de λ , une règle monétaire optimale est calculée et un couple de volatilités optimales non-conditionnelles $(\sigma_x^{2*}, \sigma_\pi^{2*})$ de l'inflation et de l'écart de production est collecté. Les différents couples obtenus sont stockés pour chaque sous-période et serviront à construire la courbe de Taylor ainsi qu'à déterminer, à l'aide de l'équation (2.4), le niveau des pertes occasionnées par chaque règle la plus optimale de la politique monétaire.

2.4.2 Procédure de construction de la courbe de Taylor et d'analyse des mouvements

Pour chaque sous-période, la courbe de Taylor est construite à partir des différents couples de variabilités optimales non-conditionnelles $(\sigma_x^{2*}, \sigma_\pi^{2*})$ collectées et stockées. La procédure de calcul de ces paires de volatilités optimales de l'inflation et de la production est décrite au point (2.4.1.3).

Étant donné que les choix de politique monétaire sont dynamiques, on distingue principalement deux types de mouvements : le déplacement des points de performance vers la frontière d'efficacité et le glissement de la frontière d'efficacité elle-même. Pour évaluer ces mouvements, nous avons choisi de recourir aux mesures de performance utilisées par Cecchetti et al. (2006). Ils distinguent trois types de mesures de variations suivantes : la mesure de performance macroéconomique, la mesure de variabilité des chocs d'offre et la mesure de l'efficacité de la politique monétaire.

La mesure de performance (P_i) évalue la performance macroéconomique réalisée pendant la période i . Elle reflète les mouvements en dehors de la courbe d'efficacité. Elle est une mesure pondérée des variabilités réalisées de l'inflation et de la production telle que :

$$P_i = \lambda \text{var}(x_i) + (1 - \lambda) \text{var}(\pi_i) \quad (2.23)$$

La variation de performance entre deux périodes est mesurée par :

$$\Delta P_i = P_{i-1} - P_i \quad (2.24)$$

où i est la période supérieure et $\Delta P_i > 0$ indique un *gain de performance*.

La mesure de changement dans la variabilité des chocs d'offre permet de déterminer *le niveau ou mieux l'ampleur* des chocs d'offre que l'économie a connue.

Elle convient ainsi pour évaluer le *glissement des frontières d'efficience* étant donné qu'il s'agit des seuls chocs qui occasionnent l'arbitrage entre l'inflation et la production. La mesure de variabilité des chocs d'offre (S_i), est définie par une somme pondérée des volatilités optimales de l'écart de production et de l'inflation où $\text{var}(x)^*$ et $\text{var}(\pi)^*$ sont les variances optimales respectives.

$$S_i = \lambda \text{var}(x_i)^* + (1 - \lambda) \text{var}(\pi_i)^* \quad i = 1, 2, 3 \quad (2.25)$$

La mesure de changement dans la variabilité des chocs d'offre est décrite par la variation ci-après :

$$\Delta S_i = S_i - S_{i-1}, \quad i = 2, 3 \quad (2.26)$$

où $\Delta S_i < 0$ signifie que les chocs d'offre ayant frappés l'économie ont été moindres en valeur.

La mesure de l'efficience de la politique monétaire est calculée à partir de la distance entre la performance actuelle observée et la performance optimale sur la courbe d'efficience. L'inefficience de la politique monétaire (E_i) pour la période i est mesurée par :

$$E_i = \lambda \left[\text{var}(x_i) - \text{var}(x_i)^* \right] + (1 - \lambda) \left[\text{var}(\pi_i) - \text{var}(\pi_i)^* \right] \quad (2.27)$$

Autrement dit, elle est définie par :

$$E_i = P_i - S_i. \quad (2.28)$$

Une valeur plus petite de E_i indique que la performance actuelle observée se rapproche du niveau optimal. La variation de l'efficience de la politique monétaire est mesurée par $\Delta E_i = E_{i-1} - E_i$ où $\Delta E_i > 0$ indique un accroissement de l'efficience tandis que $\Delta E_i < 0$ suppose une détérioration c'est-à-dire une économie qui se démarque de la frontière optimale.

À côté de ces trois mesures, on peut calculer une quatrième, le ratio Q . Il indique le pourcentage de la performance macroéconomique observée attribué à la politique monétaire.

$$Q_i = \frac{\Delta E_i}{|\Delta P_i|} \quad (2.29)$$

où $Q > 0$ suppose une politique monétaire efficiente et $Q < 0$ indique que la politique monétaire est devenue moins efficiente. Par ailleurs, si au même moment on observe que la politique monétaire est devenue efficiente et que la variabilité des chocs d'offre s'est réduite, alors $0 < Q < 1$ indique la contribution relative de la politique monétaire efficiente à la réalisation de la performance macroéconomique.

2.5 Calibration du modèle et distribution à priori des paramètres

Le calibrage des paramètres du modèle est principalement fait suivant les valeurs de l'économie canadienne provenant du modèle TOTEM⁵⁰ (Murchison et Rennison, 2006) ainsi que du papier d'Amano et Murchison (2005). Toutefois, il prend aussi en compte les valeurs généralement utilisées dans la littérature macroéconomique tirées des études antérieures : Castelnovo (2006), Rabanal (2006), Christiano et al. (2005), Dennis (2005), Fuhrer et Rudebusch (2004), Lubik et Schorfheide (2004) ainsi que Galí et al. (2003). Quant à la distribution à priori des paramètres, bien qu'elle soit récurrente à la littérature, elle s'inspire aussi des papiers de Milani (2007) et de Smets et Wouters (2003).

Pour la nouvelle courbe de la demande agrégée (IS Curve), le degré de sensibilité de l'écart de production par rapport au taux d'intérêt, φ , est fixé à 0.24. Elle correspond à un degré de persistance des habitudes de consommation $b = 0.65$ et

⁵⁰ Terms of Trade Economic Model, TOTEM en sigle, est depuis décembre 2005, le principal modèle de la Banque du Canada pour l'analyse des politiques et l'établissement des projections relatives à l'économie canadienne. Lire Murchison et Rennison (2006).

de l'élasticité d'aversion au risque $\sigma = 0.90$, comme utilisées dans TOTEM et dans la littérature et proches de $b = 0.69$ et $\sigma = 1$ proposées par Castelnovo (2006). La valeur du paramètre δ est fixée à 0.40, supérieure à 0.25 prise par Benati (2008) pour le Canada, mais conforme à Fuhrer et Rudebusch (2004) qui suggèrent un poids élevé aux valeurs retardées de la production dans un modèle Néo-Keynesien.

En ce qui concerne la courbe de Phillips néo-keynésienne, le facteur d'escompte des ménages est fixé à $\beta = 0.99$ correspondant aux données trimestrielles. La proportion des firmes qui ne ré-optimisent pas leurs prix à la période t est de $\theta = 0.70$ comme celle utilisée dans le TOTEM. Cela correspond à une période moyenne de trois trimestres pour la révision des prix par ces firmes. Cette proportion est proche de la valeur de 0.63 estimée par Amano et Murchison (2006) mais inférieure à la valeur de 0.80 utilisée par Castelnovo (2006). Le degré d'indexation des firmes qui n'optimisent pas leurs prix est fixé à $\omega = 0.50$. Cette valeur correspond à une indexation moyenne ou partielle des prix observée dans la dynamique de l'inflation canadienne. Elle est proche de $\omega = 0.40$ utilisée par Amano et Murchison (2006) et est comprise dans leur intervalle des valeurs estimées $[0.1 - 0.65]$ pour le 5^{ème} et le 95^{ème} percentile. Cependant, elle est de loin différente à l'hypothèse d'indexation totale $\omega = 0.90$ de Castelnovo (2006) ; ou encore à la très faible indexation $\omega = 0.18$ observée dans le TOTEM qui s'explique par la présence des mécanismes internes de rigidités dans le modèle⁵¹. En ce qui concerne la structure du marché du capital, l'élasticité de la demande du travail des ménages est fixée à $\eta = 0.60$ comme dans TOTEM et inférieur à la valeur unitaire utilisée par Castelnovo (2006). Cette calibration nous donne les valeurs de $\alpha = 0.65$ et $\kappa = 0.13$ pour le modèle linéaire simplifié. Cette dernière est proche de 0.18 utilisée par

⁵¹Murchison et al. (2006) montrent que l'inflation dans le modèle TOTEM hérite d'une forte persistance à partir des marges sur coûts réels et l'inflation dans ce modèle est prospective. Ainsi, il n'est pas nécessaire d'avoir un fort degré d'indexation des prix, des salaires ainsi que des investissements, des dépenses gouvernementales et des exportations; lesquels sont imposés tous à 0.18.

Castelnuovo (2006) et surtout de 0.15 proposé par Amano (2005) sous l'hypothèse de marché parfait du capital⁵². Ainsi, avec $\alpha = 0.65$ et $\kappa = 0.13$, on peut constater que l'inflation dans ce modèle a un caractère fortement anticipatif et est environ six fois moins sensible aux fluctuations de la production.

Si l'on tourne vers la fonction de réaction de la Banque centrale, les coefficients sont fixés à $\rho_\pi = 1.5$ et $\rho_x = 0.5$ conformément à Taylor (2003) et à la littérature économique. Cette imposition permet de garantir l'existence d'une solution unique à notre modèle comme l'exigent les politiques monétaires « actives » observées depuis la Grande Modération. Quant au taux de préférence de la banque centrale définie dans sa fonction de perte, le paramètre $\lambda \in]0:0.05:1[$. Cependant, une analyse plus approfondie est menée avec les valeurs $\{0.25, 0.50, 0.75\}$ dans le but de mieux cerner les nuances. Ces valeurs correspondent aux hypothèses d'un ciblage d'inflation fort, neutre ou faible par la banque centrale.

Enfin, étant donné que le modèle est simulé en présence des chocs exogènes, , nous avons retenu respectivement pour le choc demande, d'offre et de politique monétaire, les variances $\sigma_{\varepsilon^x}^2 = 0.21$, $\sigma_{\varepsilon^\pi}^2 = 1.16$ et $\sigma_{\varepsilon^R}^2 = 0.24$ utilisées par Castelnuovo (2006). Ce choix s'explique non pas par les valeurs des variances des chocs, mais plutôt par leurs ratios, lesquels déterminent la performance de la politique monétaire optimale (Dennis, 2004).

La description des données utilisées, des paramètres du modèle ainsi que leurs distributions à priori sont présentées respectivement dans l'appendice B et aux tableaux C.1 et C.2. Le chapitre suivant présente et analyse d'une manière plus approfondie les principaux résultats de l'estimation et des simulations du modèle.

⁵² κ est aussi proche de 0.167, valeur généralement retrouvée dans la littérature correspondant à une durée de révision de 3 ans.

CHAPITRE III

PRINCIPAUX RÉSULTATS ET ANALYSES

Ce troisième et dernier chapitre présente les principaux résultats de l'étude. Il comprend quatre sections qui discutent profondément des valeurs estimées des paramètres du modèle (3.1), de l'arbitrage et de l'efficacité de la politique monétaire (3.2), de la règle monétaire optimale calculée (3.3), ainsi que de la dynamique comparée des principales variables macroéconomiques (3.4). L'analyse porte sur les résultats obtenus sous les trois sous-périodes et examine leurs niveaux ainsi que leurs variations dans le temps, surtout pendant la Grande Récession post-2007.

3.1 Paramètres estimés du modèle

L'estimation des paramètres du modèle est faite suivant la méthode Bayésienne comme détaillée au point (2.4.1.1). L'analyse des valeurs estimées des paramètres revêt une double importance : elle vise d'une part, à examiner la stabilité de ce modèle de cycle économique à travers les différentes sous-périodes; et d'autre part, à valider le modèle et les résultats obtenus. Selon Ireland (2004) cette stabilité suppose que les paramètres demeurent constants dans le temps quel que soit le changement de régime de politique monétaire ou fiscal.

Le tableau 3.1 présente succinctement les valeurs à postériori ainsi que les mesures du test pour valider la qualité de l'estimation. La distribution à priori des paramètres ainsi que les résultats détaillés de l'estimation comprenant les déviations standards, les statistiques t et les intervalles de confiance des paramètres estimés sont repris dans les tableaux C.3 à C.6 et les figures D.1 à D.4 des appendices C et D.

Tableau 3.1
Valeurs estimées des paramètres du modèle

<i>paramètre</i>	<i>Ensemble</i>	<i>sous-période</i>		
	1984T1-2010T1 (e)	1984T1-1991T4 (i=1)	1992T1-2007T2 (i=2)	2007T3-2010T1 (i=3)
δ	0.492	0.440	0.482	0.365
α	0.600	0.424	0.550	0.707
φ	0.019	0.026	0.033	0.228
κ	0.021	0.047	0.046	0.127
ρ_π	1.519	1.598	1.555	1.324
ρ_x	0.633	0.580	0.474	0.436
$\sigma_{\varepsilon x}$	0.366	0.529	0.296	0.684
$\sigma_{\varepsilon \pi}$	0.384	0.422	0.392	0.584
$\sigma_{\varepsilon R}$	5.814	8.928	3.835	1.988
$\text{Log}\{\hat{L}(y_{t=1}^T M)\}^{53}$	-599.56	-210.52	-291.57	-56.67
<i>Bayes Factor</i>				
$\hat{B}_i^e(y_{t=1}^T)^{54}$	-	1.10x10 ⁻¹⁶⁹	1.74x10 ⁻¹³⁴	1.68x10 ⁻²³⁶

Les résultats obtenus montrent que les paramètres estimés ne sont pas invariants à travers les trois sous-périodes et une estimation globale risquerait d'être biaisée. Ce qui corrobore les conclusions de Fernández-Villaverde et Rubio-Ramírez (2007). Les amplitudes estimées des paramètres sont : conformes à celles trouvées dans la littérature économique⁵⁵, significatives et contenues dans les limites de confiance préconisées. Toutefois, on note des variations importantes à travers les

⁵³ $\text{Log}\{\hat{L}(y_{t=1}^T | M)\}$ est le posterior log marginal data density (modified harmonic mean) calculé à partir de la méthode de Metropolis-Hasting.

⁵⁴ $\hat{B}_i^e(y_{t=1}^T)$: l'hypothèse à partir de laquelle nous avons procédé à l'inférence suppose que nous sommes en faveur du vecteur des paramètres $\hat{\theta}_e$ par rapport au vecteur des paramètres $\hat{\theta}_i$. On observe que les valeurs correspondantes pour $i=1, 2, 3$ sont relativement zéro.

⁵⁵ Il s'agit surtout du papier de Benati (2008) pour le Canada sous le régime de ciblage d'inflation. Aussi, celui de Schorfheide (2008) qui récapitule, dans ses annexes, les estimés de la courbe NKPC selon différentes récentes études.

différentes sous-périodes et surtout depuis la Grande Récession post-2007. Ces variations suggèrent un changement de comportement des agents économiques, de la politique monétaire suivie ainsi que de l'ampleur des chocs aléatoires enregistrés. Afin de mieux appréhender ces variations, notre analyse aborde les différents paramètres en trois catégories ci-après : celle liée aux conditions d'équilibre de l'économie, celle liée à la politique monétaire ainsi que celle liée aux chocs exogènes.

La première catégorie des paramètres est celle liée à l'équilibre de l'économie. Elle comprend les paramètres structurels δ , α , φ , κ provenant des équations (2.8) de la nouvelle courbe IS et (2.9) de la courbe de Phillips Néo-Keynésienne (NKPC). Les hausses respectives (de facteur 1.1, 1.3, 1.3 et 1.0) enregistrées en deuxième sous-période sont de loin faibles comparativement à celles (de facteur 0.8, 1.7, 8.8 et 2.7) sous la Grande Récession post-2007, à l'exception de δ qui, au contraire affiche une réduction. Elles attestent donc la stabilité économique relative jusqu'à 2007T2.

En examinant l'équation de la nouvelle courbe IS déterminant la demande agrégée, le coefficient estimé de la production future anticipée, δ , révèle une particularité sur la dynamique de la production courante. Sa valeur estimée est passée de 0.44 à 0.48 à la fin 2007T2, proche de 0.49 trouvée par Benati (2008) et n'est pas significativement inférieure à 0.50. Mais, pendant la période de crise, elle a fortement baissé à 0.37. Cette dynamique suggère que dans un environnement macroéconomique relativement stable, la production actuelle dépend, presque dans les mêmes poids, de son niveau passé et de son niveau futur anticipé ; mais en période de récession, elle serait de plus en plus influencée par son niveau retardé. Cette persistance de la production est due à l'effet de lissage de la consommation par les ménages selon qu'ils anticipent une expansion ou une récession. En effet, l'anticipation d'une expansion (récession) incite les ménages à maintenir ou à hausser (diminuer) leur consommation courante, et en conséquence la production.

Concernant, le paramètre φ qui capte la sensibilité de la production courante aux variations du taux d'intérêt réel, les valeurs estimées pour les trois sous-périodes (0.03, 0.03 et 0.23) sont significativement différentes de zéro. De plus, sauf pendant la crise, elles demeurent largement inférieures à la valeur de 0.24 utilisée dans la distribution à priori. Ces valeurs faibles et relativement stables observées jusqu'à 2007T2 impliquent que l'écart de production est devenu 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. Cela s'explique par le fait que les ménages sont devenus, soit plus poussés à lisser leur consommation en accordant un poids élevé à leurs habitudes externes de consommation, soit plus averses au risque⁵⁶. Par contre pendant la Grande Récession, la hausse significative de φ est conforme à la forte élasticité de substitution et aux changements observés dans les habitudes de consommation des ménages canadiens et ce, compte tenu de la sévérité de la crise financière, des chutes boursières et des pertes d'emploi⁵⁷.

Tournons vers l'équation de la courbe de Phillips Néo-Keynésienne (NKPC). Les valeurs estimées du paramètre α (0.42, 0.55 et 0.71) respectivement pour les trois sous-périodes indiquent que l'inflation courante est devenue de plus en plus sensible à l'inflation future anticipée. Ce résultat très intéressant pour nos estimations s'accorde aux conclusions de Galí et Gertler (2005)⁵⁸ sur la dynamique observée dans la courbe de Phillips Néo-Keynésienne hybride qui attestent une forte sensibilité de l'inflation courante à sa valeur future anticipée. D'abord, il suggère que les agents

⁵⁶ Rappelons que selon l'équation (2.5), 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.

⁵⁷ Pour apprécier l'ampleur de la sévérité de la Grande Récession post-2007, Lire Boivin. (2011). «La 'Grande' Récession au Canada : perception et réalité». Discours prononcé par le sous-gouverneur Jean Boivin devant l'Association CFA Montréal à Montréal (Québec) le 28 mars 2011. Banque du Canada. www.bankofcanada.ca

⁵⁸ Galí, J., Mark Gertler, et David López-Salido (2005). « Robustness of Estimates of the Hybride New Keynesian Phillips Curve ». *Journal of Monetary Economics* 52 (2005), p1107-1118.

économiques, notamment les firmes qui révisent leurs prix, accordent de plus en plus de poids aux prévisions futures de l'inflation. Avec les anticipations d'inflation future presque nulles, les firmes sont de moins en moins incitées à réviser leurs prix, ce qui rend les prix rigides et réduit significativement l'inflation. Et comme le montre Ragan(2007), cet ancrage des attentes d'inflation est un élément essentiel au succès de la politique monétaire. Ensuite, à travers la réduction continue du coefficient de l'inflation retardée, il atteste la baisse de la persistance de l'inflation au Canada comme le constate Benati (2008) pour les pays sous le régime de ciblage d'inflation. Cette réduction de la persistance au Canada, débutant en deuxième sous-période avec le coefficient estimé de $\alpha = 0.55$, coïncide avec l'adoption en 1991 d'un régime de ciblage d'inflation comme le soutiennent Mendes et Murchison (2010).

Quant à l'élasticité de l'inflation par rapport à l'écart de production, κ , les coefficients estimés (0.047, 0.046 et 0.127) sont significativement positifs à travers toutes les sous-périodes et compris à 90% de confiance entre 0.01 et 0.19, ce qui est consistant avec la littérature⁵⁹. Ces valeurs positives de κ impliquent, suivant la relation (1.18), une baisse immédiate de l'inflation à la suite d'un choc de politique monétaire. Mais, l'élément le plus intrigant réside au niveau de leurs amplitudes. Les valeurs très faibles et presque stables (≈ 0.05) en première et en deuxième sous-périodes indiquent que l'inflation est de loin moins sensible aux fluctuations de la production, avec comme conséquence une stabilité accrue des prix étant donné le non-ajustement fréquent des prix par les firmes. Ce qui offre un arbitrage favorable à la Banque du Canada, car une forte déviation de la production n'a qu'un impact très faible sur le niveau de l'inflation. L'amélioration de l'arbitrage couplée avec la faible persistance de l'inflation ainsi qu'un fort engagement de la Banque Centrale à lutter

⁵⁹ Voir Galí et Gertler (1999). Schorfheide (2008) montre, après avoir comparé plusieurs récentes études, que cette valeur varie entre 0 et 4. Mais en examinant de près ces études, cette valeur est généralement inférieure à 1.00. Pour le Canada, sous le régime de ciblage d'inflation (1991T1-2006T4), Benati (2008) a trouvé un estimé de 0.055 compris entre [0.037; 0.071] à 90% de confiance.

contre l'inflation⁶⁰ ont contribué à doper les efforts de la politique monétaire suivie en augmentant ses effets avec, entre autres, comme résultat positif une réduction accélérée de l'inflation dès les années '80 et la stabilisation macroéconomique. Ce qui pourrait expliquer l'atteinte plutôt que prévue de la cible d'inflation à 2%.

Par ailleurs, quand on arrive à la troisième sous-période (Grande Récession), on constate une augmentation de κ d'environ 3 fois. Cette hausse significative entraîne comme conséquence la réduction de la stabilité des prix et la résurgence des pressions inflationnistes étant donné que l'inflation devient de plus en plus sensible aux déviations de la production. Ce qui d'une part, contribue à la détérioration de l'arbitrage auquel la banque centrale est confrontée, mais d'autre part, permet de réduire les effets réels des chocs de politique monétaire par un ajustement plus rapide de la production à son niveau potentiel en vue d'une prompte reprise économique.

La seconde catégorie des paramètres sous analyse est celle liée à la politique monétaire. Il s'agit de deux paramètres ρ_π et ρ_x relatifs aux degrés de réaction du taux d'intérêt nominal aux déviations de l'inflation et à celles de la production. Tous les coefficients estimés sont significatifs et conformes au *principe de Taylor* tels que $\rho_\pi > 1$ et $\rho_x > 0$. Ils attestent que la Banque du Canada a suivi une politique monétaire agressive et stabilisatrice étant donné que le taux d'intérêt nominal réagit plus que proportionnellement aux déviations de l'inflation par rapport à sa cible et fortement aux fluctuations de la production par rapport à son niveau potentiel. Il s'agit donc, aux termes de Clarida et al. (2000) d'une politique monétaire « *active* » et « *non accommodante* » à l'inflation à travers les trois sous-périodes. Cette performance est la résultante de la crédibilité de la Banque Centrale dans la conduite de sa politique monétaire observée depuis les années 1980 laquelle est surtout fondée sur son engagement sur une cible d'inflation à 2%, sa volonté à ne pas dévier ainsi

⁶⁰ Cette volonté débute depuis 1982 avec la recherche d'un nouveau point d'ancrage.

que sa capacité à ramener l'inflation sur son sentier en présence des perturbations exogènes.

En dépit de cette efficacité, il est à relever que l'action de la politique monétaire sur l'inflation et sur la production est demeurée presque constante après 1991 mais est devenue légèrement «*moins agressive*» sous la Grande Récession post-2007. En général, la mesure dont le taux d'intérêt nominal réagit aux variations de l'inflation et à celles de l'écart de production s'est légèrement réduite en référence à son niveau de la première sous-période. Les réductions globales de sensibilités sont de 17% et de 25% respectivement par rapport aux déviations de l'inflation et à l'écart de production. Deux principaux facteurs expliquent cette baisse d'agressivité de la politique monétaire. Il s'agit du relâchement de la politique monétaire et surtout de la détérioration de l'environnement macroéconomique.

Premièrement, le relâchement de la politique monétaire serait dit par le retard dans la mise en œuvre des nouvelles orientations⁶¹ de politique monétaire en vue de consolider les efforts et les succès réalisés. En effet, le succès de la politique de ciblage d'inflation a permis à la Banque du Canada de maîtriser et de contenir, dès 1994, l'inflation dans sa fourchette cible, jouissant ainsi de la confiance des agents économiques pour son engagement et sa capacité à répondre à l'inflation. Les attentes inflationnistes ayant atteint un seuil presque nul, la consolidation des efforts sur d'autres orientations potentielles de la politique monétaire n'a pas suivi immédiatement. Ce qui constituerait vraisemblablement un léger relâchement ou mieux une baisse de vigueur de l'action de la Banque Centrale et créerait des conditions idéales pour la transmission des chocs financiers exogènes qui sont à la base de la dernière crise financière de 2008.

⁶¹ Il s'agit notamment de la matérialisation des options de ciblage des prix et surtout du renforcement des mécanismes de contrôle du secteur financier et bancaire, lequel a constitué le principal canal de la Grande Récession post-2007.

Deuxièmement, durant la période (1984T1-2010T1), on note que l'environnement macroéconomique n'a pas été soumis à la même intensité des chocs exogènes. Depuis 1991, lors de l'adoption de la politique de ciblage d'inflation à 2%, la Banque Centrale jouit d'un environnement macroéconomique plus stable et prédictible que celui des années '70 ou '80.⁶² L'inflation est maîtrisée et contenue dans sa fourchette cible, et les fluctuations macroéconomiques sont faibles. Cependant, dès la Grande Récession post-2007, on enregistre des chocs exogènes de fortes intensités qui perturbent l'environnement macroéconomique⁶³. Cette détérioration a un impact négatif sur l'efficacité de la politique monétaire compte tenu de la portée limitée des effets attendus des actions menées.

En effet, plusieurs études, notamment les recherches⁶⁴ menées par la Banque du Canada, soulignent les limites de la politique de ciblage d'inflation à 2% , surtout en période de crise, en insistant plus spécifiquement sur la question de son inefficience lorsque les taux d'intérêt tendent à leur niveau plancher de zéro pourcent. Il s'agit d'une difficulté réelle pour la Banque Centrale lorsqu'on est sans ignorer que le Canada jouit d'un niveau d'inflation faible depuis les années 1990. L'atteinte plus tôt que prévu de la cible d'inflation de 2% s'est accompagnée d'une baisse continue du taux d'intérêt nominal. En présence des chocs exogènes de fortes intensités, notamment ceux de la crise financière de 2008, ce taux a continuellement chuté de façon drastique jusqu'à atteindre son niveau le plus bas de 0.25%, réduisant ainsi la marge de manœuvre de l'action de la Banque Centrale pour réagir aux fluctuations

⁶² Cette hypothèse est discutable si l'on considère le point de vue de certains analystes qui estiment que la récession de 1990-91 aurait été plus sévère que la Grande Récession post-2007. À cela, on peut ajouter qu'en 2001, on note un ralentissement de l'économie mondiale ainsi que des perturbations géopolitiques liées aux attentats terroristes suite aux attentats du 11 septembre aux États-Unis.

⁶³ Dès 2007, on enregistre des effets de la crise financière de 2008 liée aux subprimes dont l'origine des actions remonte au moins depuis 2003.

⁶⁴ Amano et Malik Shukayev (2010) analysent la politique monétaire et la borne inférieure des taux d'intérêt nominaux. Ils notent qu'« un cadre de politique monétaire axé sur la poursuite d'une cible d'inflation permet à la banque centrale d'influer sur les anticipations d'inflation, mais, dans des circonstances extrêmes, cette influence peut s'avérer insuffisante pour éviter un ralentissement économique. ».

macroéconomiques observées. Raison pour laquelle cette faiblesse ne cesse d'alimenter le débat sur les avantages du régime de ciblage des prix par rapport à celui de ciblage d'inflation et d'ouvrir des perspectives alternatives sur la conduite de la politique monétaire.

La dernière catégorie des paramètres est celle relative aux chocs exogènes du modèle mesurés par les trois déviations standards $\{\sigma_{\varepsilon X}, \sigma_{\varepsilon \pi}, \sigma_{\varepsilon R}\}$ respectives pour le choc de demande, le choc d'offre ainsi que le choc de la politique monétaire. La dynamique observée des différents chocs n'est pas similaire et fait ressortir deux faits importants. Le premier est la réduction des volatilités des chocs de demande et des chocs d'offre jusqu'en 2007T2 puis leurs fortes augmentations pendant la Grande Récession. Le second est la baisse continue des volatilités des chocs monétaires sur toutes les trois sous-périodes. Les variations en proportion de la première sous-période sont respectivement de (1.0, 0.6 et 1.3) pour les chocs de demande, de (1.0, 0.9 et 1.4) pour les chocs d'offre et de (1.0, 0.40 et 0.2) pour les chocs monétaires. Elles seraient corrélativement liées à l'évolution macroéconomique du Canada.

La réduction des volatilités des chocs de demande et des chocs d'offre jusqu'à la fin de la deuxième sous-période suggère la baisse des perturbations aléatoires enregistrées depuis les années '80 offrant ainsi un environnement macroéconomique relativement stable et prédictible. Mais, leur résurgence substantielle pendant la Grande Récession détériore la conjoncture économique et constitue, à la lumière de Ragan (2007), un défi pour la Banque Centrale puisqu'elle crée non seulement de l'incertitude dans la conduite de sa politique monétaire, mais a aussi un impact réel sur sa politique de stabilisation de la production. Cela s'explique par le fait que la persistance des chocs d'offre alimente les pressions inflationnistes et détériore l'arbitrage auquel la Banque Centrale doit faire face (Ambler, 2009), entraînant ainsi

des répercussions négatives sur le niveau de l'inflation, sur les décisions de consommation et d'investissements, et sur la conduite de la politique monétaire.

À contrario, pour les chocs monétaires, il apparaît que la volatilité de ce paramètre soit surestimée comparativement à celle obtenue par Benati (2008) pour le Canada⁶⁵. Néanmoins, sa tendance demeure très informative et montre une réduction consécutive qui s'explique par la baisse non seulement de l'influence des facteurs non-systématiques mais aussi de l'innovation dans la conduite de la politique monétaire. Bien que cette dernière soit conduite d'une manière rigoureuse et plus précise après 1991, l'absence de l'innovation surtout lorsque l'économie fait face aux chocs exogènes aléatoires de fortes intensités réduit considérablement l'efficacité de l'action de la Banque Centrale tout en mettant à défis l'objectif de stabilisation macroéconomique. En outre, il faut épingler que durant toutes les sous-périodes malgré notre distribution à priori, la volatilité du choc monétaire est toujours supérieure et significativement différente à celles des chocs d'inflation et de demande. Il s'agit d'un résultat très intéressant de cette étude, car il traduit que l'innovation de la Banque Centrale aurait significativement contribué à la performance de la politique monétaire en lui permettant de répondre efficacement (ou de neutraliser) aux perturbations qui induisent une fluctuation de la demande globale ou de l'offre globale afin de créer, suivant Longworth (2002), un environnement macroéconomique moins incertain et plus prédictible pour l'économie canadienne.

Enfin, les deux dernières lignes du tableau 3.1 indiquent les densités marginales de vraisemblance estimées et les valeurs calculées du *facteur de Bayes*. Les deux mesures nous permettent de comparer la qualité de notre estimation et de valider le type de données observées qui s'ajustent mieux au modèle sous analyse.

⁶⁵ Benati (2008) a trouvé pour la période de 1991T1-2006T4, une valeur de $\sigma_{\varepsilon R} = 1.040$ comprise entre $[0.903 ; 1.264]$ à 90% de confiance. La différence avec notre estimée pourrait s'expliquer au niveau du calibrage et des distributions à priori des paramètres.

L'inférence se fonde sur la question de savoir si faut-il estimer le vecteur Θ des paramètres du modèle à partir des données de l'ensemble de la période (approche statique) ou des données de chaque sous-période (approche dynamique). Le *facteur de Bayes* calculé en faveur du vecteur des paramètres estimé à partir des données observées sur l'ensemble de la période par rapport à celui de chacune des trois sous-périodes est présenté à la dernière ligne. Il est presque égal à zéro dans tous les trois cas. Cette valeur étant inférieure à $1/10$ selon *l'échelle de Jeffreys*, on ne peut conclure en faveur d'une estimation à partir des données observées sur l'ensemble de la période (1984T1-2010T1) car il y a une forte évidence que les données observées à partir des échantillons $i = 1, 2, 3$ s'ajustent mieux au modèle. Ce qui permet de valider notre approche basée sur l'estimation et l'analyse dynamique à travers les trois différentes sous-périodes.

3.2 Politique monétaire optimale et dynamique de l'arbitrage

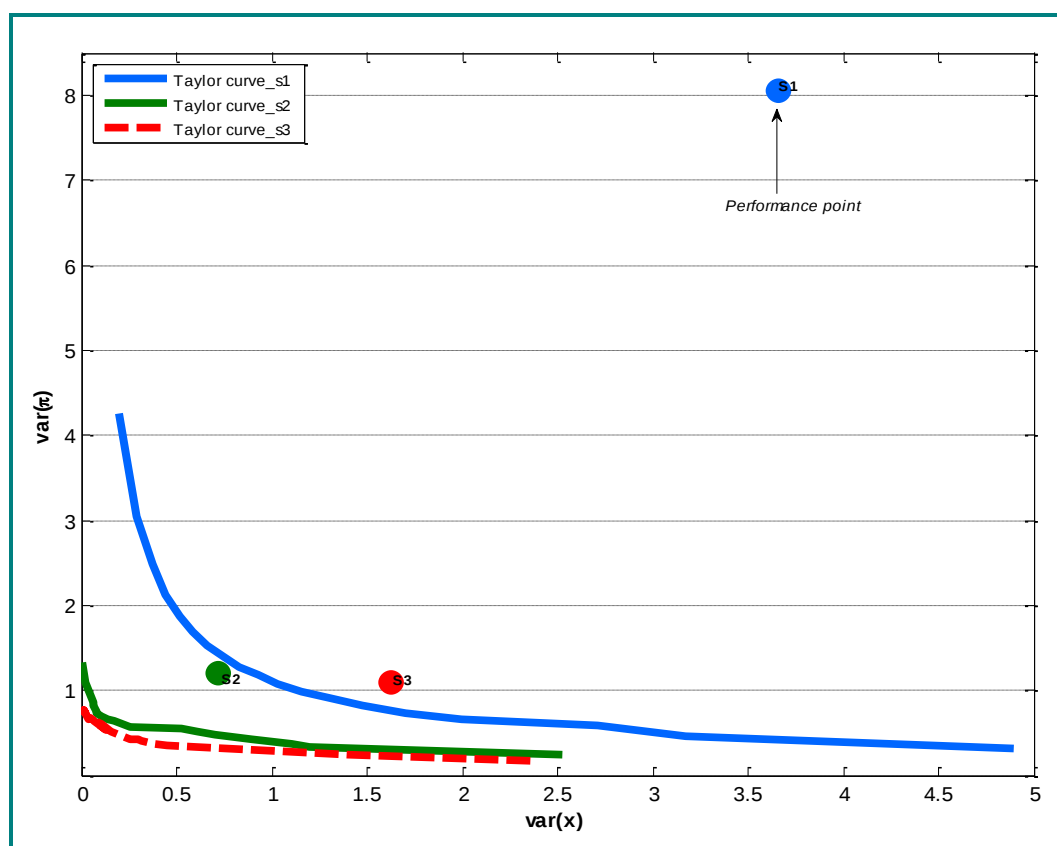
Cette section évalue le degré d'efficacité ainsi que le degré d'efficacé de la politique monétaire suivie par la Banque du Canada. Cette évaluation est menée à partir des variabilités optimales et réalisées des déviations de l'inflation et de celles de la production. Les différents couples des variabilités obtenus suivant la procédure d'estimation et de simulations décrite au point (2.4), sont présentés au tableau C.8.

3.2.1 Analyse de l'efficacité de la politique monétaire optimale

L'efficacité de la politique monétaire de la Banque Centrale est essentiellement analysée à partir des positions ainsi que des mouvements des *points de performance* et des *courbes de Taylor*. Dans cette optique, une politique monétaire est dite efficace lorsque les points de performance et les courbes d'efficacité se rapprochent de plus en plus vers l'origine des axes (Walsh, 1998; Taylor, 1979).

La figure 3.1 indique les différents points de performance ainsi que les courbes d'efficacité associées à chacune des trois sous-périodes.

Figure 3.1
Points de performance et frontières d'efficacité de la politique monétaire
Pour les trois sous-périodes (S1, S2, S3)⁶⁶



L'analyse de cette figure révèle deux caractéristiques importantes portant d'une part, sur l'allure des courbes d'efficacité et d'autre part, sur les positions et les mouvements des points de performance ainsi que des courbes de Taylor.

Premièrement, la convexité des trois courbes d'efficacité ainsi que leurs pentes négatives sont des indications qui traduisent l'existence d'un arbitrage de long

⁶⁶ Périodes : S1(1984T1-1991T4), S2(1992T1-2007T2) et S3(2007T3-2010T1).

terme entre la volatilité de l'inflation et celle de la production. Ce résultat s'accorde à la caractéristique des courbes de Taylor sous le régime de politiques monétaires « *active ou agressive* » dont l'allure est opposée à celles observées sous le régime de politique monétaire passive. Sous ce dernier régime, Castelnovo (2006) illustre que la convexité de la courbe de Taylor n'est pas nécessairement monotone étant donné qu'elle présente certains choix qui sont pareto-supérieurs.

De même, si nous focalisons notre attention sur les pentes de différentes courbes, nous constatons de manière progressive leur aplatissement impliquant un coût de substitution faible entre les variabilités de l'inflation et celles de la production, ce qui améliore le degré d'arbitrage auquel la banque centrale est confrontée. Car, les pentes presque plates occasionnent un faible coût marginal de substitution et permettent ainsi à la Banque Centrale de réduire sensiblement les déviations de l'inflation (production) en contrepartie d'une faible et moins proportionnelle hausse des déviations de la production (inflation), et vice-versa.

La seconde caractéristique de la figure 3.1 concerne les deux types de mouvements enregistrés : le déplacement des points de performance vers la frontière d'efficience et le glissement de la frontière d'efficience elle-même. Le message clé est que l'arbitrage s'est fortement amélioré pendant la Grande Modération, mais s'est détérioré pendant la Grande Récession post-2007. Sous la Grande Modération (1984T1-2007T2), la performance de l'économie s'est déplacée vers la courbe d'efficience qui elle-même a connu un glissement vers l'origine des axes, expliquant ainsi la réduction simultanée des volatilités de l'inflation et de la production. Mais, pendant la Grande Récession (2007T3-2010T4), ces deux mouvements se sont poursuivis avec une particularité que le point de performance s'est écarté vers le coin Sud-Est. Comme l'illustre la figure 2.1, ce changement de trajectoire ne réduit légèrement la variabilité de l'inflation qu'au coût d'une variabilité élevée de la production. Ce qui détériore l'arbitrage auquel la Banque Centrale est confrontée.

Toutefois, le constat très remarquable et paradoxal est que la courbe d'efficience sous la Grande Récession (2007T3-2010T1) est celle qui est la plus proche de l'origine. Si on recourt à Ragan (2007) qui scrute l'importance de la politique monétaire canadienne, on peut dire que la performance optimale observée consécutive à la baisse des volatilités optimales de l'inflation et de la production serait la résultante des *gains d'efficacité* enregistrés. Selon l'auteur, « *l'adoption de cibles d'inflation en 1991 a permis à la politique monétaire de la Banque du Canada à gagner en efficacité et ses gains d'efficacité permettent de neutraliser amplement une hausse de la volatilité économique sous-jacente, de telle sorte que les résultats macroéconomiques sont, dans l'ensemble, meilleurs qu'ils n'étaient* ».

Pour apprécier l'ampleur et la nature des forces motrices des différents mouvements observés, nous avons recouru aux trois mesures de variations utilisées par Cecchetti et al. (2006) relatives à la performance macroéconomique, à la variabilité des chocs d'offre et à l'efficience de la politique monétaire. Une description des mesures est dressée au point (2.4.2). Le tableau 3.2 à la page suivante calcule ces mesures de variations relatives aux mouvements enregistrés au niveau des points de performance et des courbes de Taylor à travers les trois sous-périodes.

L'étude des données issues de ce tableau permet d'établir, à partir de deux changements observés, une relation négative entre l'efficience de la politique monétaire et l'ampleur des chocs aléatoires, notamment les chocs d'offre. En effet, pendant la période (1984T1-2007T2) où les chocs d'offres sont de moindres valeurs ($\Delta S_2 \leq -0.45$), les gains de performance sont élevés ($\% \Delta P_2 > 80$)⁶⁷. L'efficience de la politique monétaire sans cesse s'accroît ($\Delta E_2 \geq 3.3$) et explique la grande partie ($Q_2 \geq 84\%$) de la performance macroéconomique réalisée.

⁶⁷ Cette valeur est un peu similaire à celle trouvée pour le Canada par Cecchetti et al. (2006).

Mais, pendant la Grande Récession post-2007, c'est tout un contraste. Les chocs d'offre de fortes intensités ($\Delta S_3 \geq -0.39$) frappent l'économie, la performance macroéconomique diminue ($\% \Delta P_3 < 0$) suite à la politique monétaire dont l'efficacité se détériore ($\Delta E_3 < 0$) et devient moins efficace ($Q_3 < 0$).

Tableau 3.2

Mesures de glissement des points de performance et des frontières d'efficacité

sous-périodes				variations (changements)			
1. Mesure de performance macroéconomique							
λ	P_1	P_2	P_3	ΔP_2	ΔP_3	$\% \Delta P_2$	$\% \Delta P_3$
0.25	6.96	1.08	1.22	5.87	-0.14	84.4	-13.0
0.50	5.86	0.96	1.36	4.89	-0.40	83.6	-41.3
0.75	4.76	0.84	1.49	3.92	-0.65	82.3	-77.6
2. Mesure de glissement de la frontière d'efficacité (ou de variabilité des chocs d'offre)							
λ	S_1	S_2	S_3	ΔS_2	ΔS_3	$\Delta S_2 / \Delta S_3$	$\Delta S_i < 0$:
0.25	0.98	0.53	0.03	-0.45	-0.51	0.88	<i>moins de chocs perturbant l'économie</i>
0.50	1.05	0.40	0.02	-0.65	-0.39	1.67	
0.75	0.86	0.25	0.00	-0.61	-0.24	2.52	
3. Mesure d'efficacité de la politique monétaire							
λ	E_1	E_2	E_3	ΔE_2	ΔE_3	<i>La politique monétaire :</i> - $\Delta E_i > 0$: $\uparrow$ <i>efficacité</i> - $\Delta E_i < 0$: <i>se détériore</i>	
0.25	5.98	0.55	1.20	5.42	-0.65		
0.50	4.80	0.56	1.34	4.10	-0.78		
0.75	3.90	0.59	1.49	3.30	-0.89		
4. Ratio de performance macroéconomique due à la politique monétaire							
λ				Q_2	Q_3	<i>La politique monétaire devient :</i> - $Q_i > 0$: <i>efficace</i> ; - $Q_i < 0$: <i>moins efficace</i>	
0.25				0.92	-4.57		
0.50				0.87	-1.98		
0.75				0.84	-1.37		

Si dans le premier cas la Banque Centrale bénéficie d'un meilleur arbitrage dû à un environnement macroéconomique relativement stable, dans le second cas cet arbitrage se détériore suite aux incertitudes provoquées par les chocs aléatoires de fortes ampleurs qui perturbent l'économie. Dans cet environnement agité et à l'instar de Ragan (2007), les gains d'efficacité dû à la crédibilité de la politique monétaire de

ciblage d'inflation ($\lambda = 0.25$) jouent un rôle important. Ils permettent d'anéantir les effets des chocs d'offre ($\Delta S_2/\Delta S_3 = 0.88 < 1$), de réduire la détérioration de l'efficience de la politique monétaire ($\Delta E_3 = -0.65 > -0.78$) et d'offrir une performance macroéconomique meilleure que celle qu'elle aurait été ($\% \Delta P_3 = -13.0 > -41.3$). Mais, si la Banque Centrale décide de maintenir constant son degré d'aversion aux fluctuations de la production, elle va significativement rendre sa politique monétaire moins efficiente ($Q_3 = -4.57 < -1.98$). D'où la nécessité d'accroître son efficience en tolérant quelques fluctuations de l'inflation et/ou de la production, ce qui momentanément détériore son degré d'arbitrage, mais contribue à assouplir l'impact négatif des chocs aléatoires. Cependant, cette question devient cruciale pour la Banque du Canada, car, l'économie ayant atteint un niveau très bas d'inflation (2%) et les anticipations inflationnistes étant ancrées, une faible tolérance des fluctuations de l'inflation constitue donc une décision majeure d'arbitrage compte tenu de son incidence sur son engagement et surtout sur sa crédibilité auprès des agents économiques privés.

Enfin, le tableau C.7 permet de saisir réellement les deux changements observés. Il montre aussi que la volatilité de l'inflation a baissé plus fortement que celle de la production. Sous réserve de toute relation de causalité, on peut admettre que la maîtrise de l'inflation⁶⁸ par la Banque du Canada a significativement contribué à la stabilisation de la production. Le principal facteur de ce succès réside dans son engagement à maintenir l'inflation à un niveau bas et presque stable, au taux de 2%. Son respect dans le passé a considérablement accru sa crédibilité, ancré les attentes d'inflation future (figure D.14-17) et surtout, neutralisé les effets des chocs, même pendant la Grande Récession où le taux d'intérêt nominal est proche de zéro.

⁶⁸ En s'appuyant sur de nombreuses recherches théoriques et empiriques, Ragan (2007) porte à croire que le taux d'inflation est la seule variable macroéconomique sur laquelle la politique monétaire peut avoir un effet systématique et durable.

3.2.2 Analyse de l'efficacité de la politique monétaire optimale

L'efficacité de la politique monétaire est mesurée en termes de pertes de bien-être social occasionnées par la Banque Centrale partant de son objectif de minimiser les pertes liées aux déviations de l'inflation et de la production par rapport à leurs cibles. Dans cette étude, notre approche consiste à comparer les fonctions de perte associées aux trois sous-périodes étant donné qu'une politique monétaire efficace est celle qui occasionne des pertes minimales.

Pour ce faire, nous avons considéré l'hypothèse d'incertitude pour le taux de préférence relative de la banque centrale, $\lambda \in [0.05:0.05:0.95]$. Cette approche se distingue de celle axée sur une tentative d'estimation de ce paramètre laquelle se révèle souvent limitée et parfois trompeuse⁶⁹. Ainsi, à partir des couples de variances $(\sigma_x^2, \sigma_\pi^2)$ collectés des simulations (cfr. 2.4.1) et présentés au tableau C.8 et pour chaque niveau donné de λ , nous avons calculé, à l'aide de l'équation (2.2), les pertes associées à chaque sous-période.

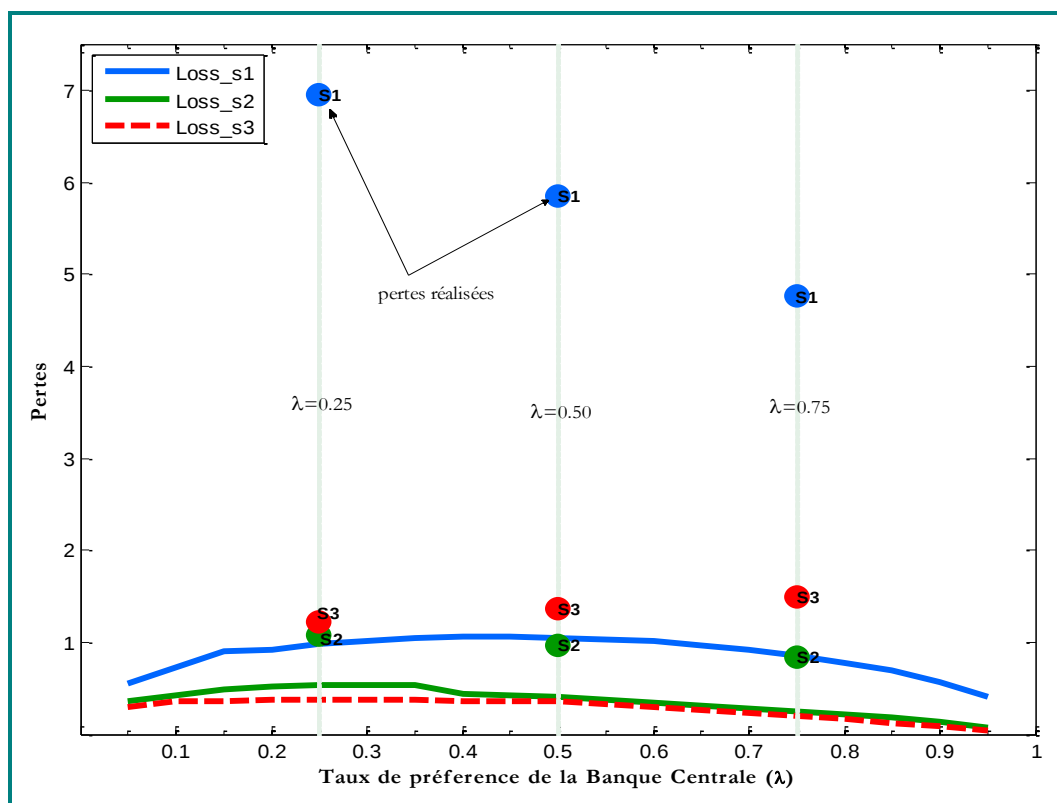
La figure 3.2 à la page suivante indique une relation positive entre le degré d'arbitrage que la Banque Centrale est confrontée et les pertes occasionnées par sa politique monétaire. Lorsque la Banque Centrale fait face à un meilleur arbitrage entre la variabilité de l'inflation et la variabilité de la production, elle occasionne moins de pertes et celles-ci sont proches de leur niveau optimal. Par contre, une détérioration de l'arbitrage se traduit par des pertes considérables de bien-être social. En effet, pendant la Grande Modération (1984T1-2007T2) on observe une réduction d'environ 80% des pertes réalisées alors que sous la Grande Récession

⁶⁹ Par exemple, Cecchetti et al. (2006) imposent un taux relatif d'aversion aux déviations de l'inflation de 0.80 (soit $\lambda = 0.20$). Mais, Srour (2003) insiste sur le risque associé à une telle tentative et montre que les niveaux d'aversion estimés ne reflètent pas souvent le comportement de la banque centrale. Ainsi, il suggère l'hypothèse basée sur l'incertitude.

(2007T3-2010T1) ces pertes ont augmenté d'au moins 15%, dépendamment du degré d'aversion relative de la Banque Centrale aux déviations de l'inflation. Cette performance est corrélativement liée au degré d'agressivité de la politique monétaire, aux faibles chocs exogènes ainsi qu'à des meilleurs choix de la Banque Centrale, notamment son engagement pour la maîtrise d'inflation.

Figure 3.2

Pertes optimales et réalisées occasionnées par la politique monétaire par sous-période



Cependant, une analyse approfondie dévoile que certains niveaux de préférence relative de la banque centrale, notamment $\lambda = 0.25$, sont plus efficaces que d'autres en termes de pertes de bien-être social pendant la période de crise. Ce succès est dû par le fait que la maîtrise de l'inflation par la Banque Centrale permet la stabilisatrice de l'économie telle que la réduction des fluctuations de l'inflation et de la production accroît le bien-être social (Ambler, 2008).

3.3 Règle optimale de politique monétaire

Nous examinons la structure des règles optimales de la politique monétaire ainsi que leur efficacité en termes de réduction des pertes occasionnées. Elles sont calculées suivant la procédure décrite au point (2.4.1). Le tableau 3.3 présente les différentes règles optimales calculées en fonction des trois taux de préférences relatives de la Banque Centrale aux déviations de la production, $\lambda \equiv (0.25, 0.50, 0.75)$, respectivement assimilés au cas où elle conduirait une politique de ciblage d'inflation, une politique neutre, ou de ciblage de la production.

Tableau 3.3

Règles optimales⁷⁰ de politique monétaire vs taux de préférence de la banque centrale
 $(R_t = \vartheta_\pi \pi_{t-1} + \vartheta_x x_{t-1} + \gamma_1 \varepsilon_t^x + \gamma_2 \varepsilon_t^\pi + \gamma_3 \varepsilon_t^R)$

<i>sous période</i>	λ	<i>paramètres</i>					<i>pertes</i>		
		ϑ_π	ϑ_x	γ_1	γ_2	γ_3	<i>optimale</i>	<i>réalisée</i>	<i>rapport</i>
1984T1-1991T4	0.25	12.66	5.23	38.82	4.61	-0.0001	0.98	6.95	7.1
	0.50	6.03	4.31	38.55	2.82	0.0001	1.05	5.86	5.6
	0.75	3.15	3.58	38.49	2.90	-0.0001	0.86	4.76	5.5
1992T1-2007T2	0.25	9.24	4.29	1.64	1.20	0.0421	0.53	1.08	2.0
	0.50	2.07	0.28	29.75	-4.20	0.0004	0.40	0.96	2.4
	0.75	1.00	0.73	30.40	2.51	0.0987	0.25	0.84	3.4
2007T3-2010T1	0.25	1.00	0.55	4.32	0.99	-0.0268	0.38	1.22	3.2
	0.50	1.29	3.03	4.17	1.68	0.0294	0.35	1.36	3.9
	0.75	1.00	3.85	4.40	0.62	0.0171	0.20	1.49	7.5

⁷⁰ Selon Dennis (2004, 2007), il s'agit ici de la «règle la plus optimale» car elle décrit le sentier optimal. Elle se distingue de la règle dite «opérationnelle».

Les résultats du tableau 3.3 révèlent que certains choix de la Banque Centrale pour la conduite de sa politique monétaire sont plus efficaces que d'autres en termes de réduction des pertes de bien-être social. En comparant les pertes réalisées par rapport à leur niveau optimal, on peut mettre en exergue trois principaux déterminants des règles optimales observées.

Le premier déterminant indique que la règle monétaire qui cible l'inflation ($\lambda = 0.25$) est plus efficace comparativement à d'autres choix. Il ressort qu'excepté de 1984T1-1991T4, cette politique offre un meilleur rapport de pertes lequel signifie que les pertes réalisées sont plus proches de leur niveau optimal et implique un niveau de bien-être social plus élevé. Ainsi, la contre-performance (ratio élevé de 7.1) observée à la première sous-période s'inscrit dans le cadre d'avant l'adoption de la politique de cibles d'inflation à 2% par la Banque du Canada en février 1991 où l'on observe, d'après Ragan (2007)⁷¹, un taux élevé d'inflation de 4 à 12% pendant la décennie '80. À la suite de Gosselin (2008)⁷², de tels taux et de telles volatilités élevés d'inflation s'accompagnent tous deux de pertes plus lourdes pour les autorités monétaires. Pour mieux comprendre ces conséquences, Ambler (2008) fait expliciter qu'à des taux d'inflation plus élevés, la politique monétaire devient moins efficace et cette perte d'efficacité constitue un coût d'inflation. Car, l'inflation occasionne la dispersion des prix et des salaires ainsi que la fluctuation des taux des marges moyens des firmes lesquelles ont des effets nuisibles et coûteux sur les décisions des agents économiques.

Le second déterminant renseigne sur le degré de sensibilité du taux d'intérêt nominal aux déviations des différentes variables endogènes. En général, il se dégage que la Banque Centrale réagit fortement aux déviations de l'inflation

⁷¹ Voir Graphique 1 de Ragan(2007). La publication complète peut être obtenue à www.bankofcanada.ca sous le sujet « Why Monetary Policy Matters: A Canadian Perspective ».

⁷² Gosselin, Marc-André. (2008). « La performance des banques centrales en régime de cibles d'inflation ». Revue de la Banque du Canada. Hiver 2007-2008.

comparativement à celles de la production. Mais, dans le cas où elle est tentée de répondre plus efficacement aux déviations de la production plutôt qu'à celles de l'inflation ($\mathcal{G}_\pi < \mathcal{G}_x$), les pertes réalisées sont supérieures, traduisant une baisse d'efficacité de la politique monétaire. Cette tentative n'est observée que pendant la période de crise économique où la Banque Centrale est confrontée à de fortes fluctuations de la production. Cette baisse d'efficacité est due, à la lumière de Ragan (2007), par le fait que la production n'est pas une variable à laquelle les actions de la Banque Centrale peuvent avoir un effet systématique et durable. Ce résultat souligne l'efficacité du régime de ciblage d'inflation où la Banque Centrale est préoccupée par toute déviation de l'inflation par rapport à la cible fixée et s'engage à répondre efficacement à toute déviation afin de maintenir l'inflation au niveau de la fourchette désirée, ce qui par ricochet, stabilise la production.

Le troisième et dernier déterminant insiste sur l'importance de la règle optimale de répondre aux chocs exogènes. Contrairement aux chocs monétaires, la Banque Centrale réagit fortement aux chocs d'offre et de demande. Cet intérêt est dû par le fait qu'une bonne maîtrise des chocs de demande permet de maintenir la production près de son niveau potentiel, alors qu'une maîtrise des chocs d'offre stabilise les prix et améliore l'arbitrage entre la variabilité de l'inflation et celle de la production. En effet, compte tenu de l'incertitude qui entoure leur réalisation, les chocs de demande et d'offre sont critiques pour la conduite de la politique monétaire. Les chocs de demande font fluctuer la demande globale et provoquent, à l'instar des chocs d'offre, une dérive au niveau des prix. Ainsi, une meilleure anticipation et une bonne maîtrise de ces chocs permet de stabiliser la production et les prix et d'accroître le bien-être. Car, une réponse non appropriée de la banque centrale due à une mauvaise appréciation de ces chocs débouche sur une réaction critique compte tenu des effets négatifs induits, notamment une hausse des pertes (Dennis, 2004).

3.4 Dynamique des variables macroéconomiques : inflation, production et taux d'intérêt nominal

Il est question d'analyser le degré de persistance des principales variables macroéconomiques et d'examiner leurs comportements à la suite des différents chocs exogènes.

3.4.1 Persistance de la production, de l'inflation et du taux d'intérêt nominal

Il s'agit de voir si l'évolution des variables macroéconomiques est devenue plus persistante depuis la Grande Modération. Par persistance, nous entendons évaluer le degré de corrélation de chacune des variables endogènes courantes par rapport à leurs valeurs retardées. Car, ces dernières ont un impact sur le niveau courant ou futur de la variable et influencent ainsi le degré de manœuvres de l'action de la Banque Centrale. Le tableau C.9 reprend les degrés de persistance de ces trois principales variables pour un horizon retardé de dix trimestres.

Suivant les résultats trouvés, on peut conclure à une réduction significative et continue de la persistance de toutes les trois variables macroéconomiques au Canada, et surtout celle de l'inflation depuis 1991. Cette baisse s'est réalisée aussi bien en termes de valeur que d'horizon. En effet, au bout de quatre trimestres, l'influence de la valeur passée s'est considérablement réduite. Pour les trois sous-périodes, elle est respectivement de (0.76 ; 0.29 ; 0.07) pour l'inflation, de (0.49 ; 0.31 ; 0.13) pour l'écart de production et de (0.13 ; 0.03 ; 0.01) pour le taux d'intérêt nominal. Ces valeurs sont presque similaires à celles obtenues par Mendes et al. (2010) et Longworth (2002). Ces auteurs notent tous deux une baisse significative de la volatilité et de la persistance de l'inflation au Canada depuis 1990s, alors que Longworth (2002) va plus loin en constatant aussi la même dynamique pour les autres variables macroéconomiques, notamment la production et les taux d'intérêt.

Cette baisse de la persistance a comme avantage de renforcer l'action de la politique monétaire. En effet, à la suite d'une perturbation qui occasionne la déviation de l'inflation ou de la production de leurs sentiers, un environnement caractérisé par une inflation (production) moins persistante permet à la banque centrale de ramener, dans un horizon optimal relativement court, l'inflation (la production) à son niveau cible souhaité. Ceci accroît le délai de transmission des effets de la politique monétaire sur l'économie et de ce fait, offre un degré de manœuvrabilité plus accrue à la Banque Centrale pour la stabilisation de l'économie surtout en présence de fortes fluctuations macroéconomiques comme celles survenues pendant la Grande Récession post-2007.

Cependant, quels sont les facteurs ayant occasionné cette baisse de la volatilité et de la persistance des variables macroéconomiques ? Au regard de notre analyse, nous pouvons soutenir que tous les facteurs, «*good luck*» vs «*good policy*», ont contribué, de façon complémentaire et significative, à la dynamique observée de ces trois variables endogènes. On se référant aux valeurs estimées des paramètres (cfr. 3.1), on peut établir une corrélation directe entre la baisse de la persistance observée et les variations enregistrées au niveau des paramètres estimés. Ces variations qui portent au niveau des volatilités des chocs, de la structure de l'économie ainsi que dans la conduite de la politique monétaire, constituent les éléments de fond des arguments avancés par les deux courants explicatifs de la Grande Modération à savoir, la baisse des chocs aléatoires «*good luck*» ainsi que les changements structurels de l'économie et les politiques monétaires actives suivies «*good policy*». Ainsi, malgré que plusieurs auteurs notamment Mendes et al. (2010), Longworth (2002) et Ragan (2007) accordent un rôle important aux politiques monétaires actives adoptées par la Banque du Canada, il sied aussi de souligner le rôle non négligeable joué par la présence des chocs macroéconomiques aléatoires compte tenu de la corrélation négation négative existant entre les deux.

3.4.2 Analyse des fonctions de réponses des variables macroéconomiques

Il s'agit d'examiner et de comparer la manière dont les trois principales variables macroéconomiques à savoir, l'inflation, l'écart de production et le taux d'intérêt nominal, réagissent en présence d'un choc structurel, soit de demande, soit d'offre, soit monétaire. Cet indicateur permet à la banque centrale d'observer le sens de variation des variables de contrôle, de déterminer l'horizon nécessaire pour la transmission des effets des chocs structurels sur l'économie et de maîtriser la durée nécessaire pour la stabilisation de ces variables à leurs niveaux d'équilibre.

Notre analyse est principalement menée à partir des fonctions de réponses observées. Toutefois, ces dernières sont comparées aux fonctions de réponses optimales pour $\lambda \equiv \{0.25; 0.50; 0.75\}$ dans le but d'examiner l'existence d'un changement de politique⁷³ dans la conduite de la politique monétaire par la Banque Centrale, en considérant que la Banque Centrale poursuivait une politique de ciblage d'inflation ($\lambda = 0.25$). Les figures D.5 à D.13 décrivent les différents sentiers de réponses observées et optimales face à un type particulier de choc structurel. Mais, afin de mieux identifier les effets de ces chocs, nous avons recouru à l'approche utilisée par Schorfheide (2008) pour déterminer leurs valeurs de pointe ainsi que leurs horizons pour les trois sous-périodes. Le tableau 3.4 récapitule l'intensité des effets des chocs, leur horizon maximal, ainsi que la durée nécessaire pour la stabilisation.

Les résultats obtenus se conforment à la littérature macroéconomique (Gali, 2008) et suggèrent que le modèle est à mesure de reproduire les réponses de ces variables macroéconomiques. On note surtout après 1991, une réduction significative des effets des chocs structurels, de leurs délais de transmission sur l'économie ainsi que de la durée de stabilisation des variables macroéconomiques.

⁷³ Il s'agit d'un changement de préférence de la Banque Centrale relative à l'écart de production

Tableau 3.4
Fonctions de réponses relatives à un choc structurel

Choc	Sous période	Taux d'intérêt			Inflation			Production			$\partial\pi_t/\partial\chi_t$
		peak	h	d	peak	h	d	peak	h	d	
demande	S1	231	5	40	128	7	40	159	0	34	0.81
	S2	180	2	17	87	3	17	158	0	11	0.55
	S3	120	0	10	56	1	10	112	0	9	0.50
offre	S1	254	0	36	164	0	37	-52	7	40	-3.15
	S2	243	0	6	161	0	7	-30	3	16	-5.37
	S3	130	0	11	111	0	10	-39	1	10	-2.85
Monétaire	S1	-96	0	20	3.4	7	26	4.1	0	32	0.83
	S2	-95	0	6	2.9	3	16	5.2	0	10	0.56
	S3	-73	0	8	12.7	1	7	25.6	0	7	0.50

Notes : Sous-périodes : S1=1984T1-1991T4 ; S2=1992T1-2007T2 ; et S3=2007T3-2010T1. Peak, h et d indiquent respectivement la valeur de pointe (en pourcentage de la déviation standard du choc) ; l'horizon nécessaire pour l'atteindre (en trimestre) ; et la durée nécessaire pour revenir à l'équilibre (en trimestre).

La première caractéristique porte sur les effets des chocs. En termes d'impact, les effets réels des chocs de demande et des chocs d'offre sur l'inflation et la production ont considérablement diminué depuis la Grande Modération alors que ceux du choc monétaire se sont fortement accrus. Cette performance est consécutive au degré élevé d'agressivité de la politique monétaire où le taux d'intérêt nominal réagit immédiatement et plus que proportionnellement aux déviations que ce soit, de l'inflation ou de la production. En termes d'horizon, les effets des chocs structurels sont transmis sur l'économie dans un délai relativement court et ces délais sont passés de plus de 7 trimestres à moins de 3 trimestres après la Grande Modération. Comparativement à Ragan (2007), cet horizon est proche de la valeur estimée d'environ 12 à 18 mois pour que les retombées d'une mesure de politique monétaire

se manifestent dans l'économie canadienne. En termes de durée, les effets des chocs structurels ne sont que transitoires et l'inflation, la production ainsi que le taux d'intérêt nominal reviennent dans un temps relativement court à leurs niveaux d'équilibre. À travers les trois sous-périodes, ce temps est passé en général de plus de 30 trimestres à moins de 10 trimestres. Tous ces facteurs ont comme avantage d'occasionner une stabilisation macroéconomique rapide et d'améliorer la conduite de la politique monétaire en la rendant de plus en plus souple et efficace.

La seconde caractéristique intéressante consiste à examiner le sens des variations des différentes variables endogènes à la suite d'un choc structurel spécifique. Il se dégage qu'à la suite d'un choc positif de demande dû aux préférences des ménages, l'augmentation de la production au-delà de son niveau potentiel occasionne d'abord une hausse de l'inflation puis du taux d'intérêt nominal. Cette variation positive traduit la possibilité que la banque centrale dispose pour stabiliser la production et l'inflation en anéantissant les chocs de demande. La sensibilité de l'inflation à ces déviations de la production dépend du paramètre κ qui s'est fortement augmenté pendant la Grande Récession (cfr. tableau 3.1). En face d'un choc d'inflation par les coûts qui provoque une augmentation soudaine des prix et crée des pressions inflationnistes, la Banque du Canada réagit immédiatement et agressivement en augmentant plus que proportionnellement le taux d'intérêt nominal. Ce qui a pour conséquence, une réduction progressive de la production qui crée un arbitrage pour la Banque Centrale. L'impact de cette action et de cette réaction sur la production dépend du paramètre φ qui a sensiblement augmenté (cfr. tableau 3.1). Enfin, à la suite d'un choc de politique monétaire expansionniste où le taux d'intérêt nominal diminue, l'assouplissement des conditions d'accès au crédit occasionne une hausse de la production puis des prix des firmes, ce qui provoque l'inflation. Mais, l'impact de ce choc sur la dérive des prix est très faible (3%) et négligeable.

À la lumière de cette dynamique observée des variables macroéconomiques à la suite d'un choc structurel, la comparaison des fonctions de réponses observées avec les fonctions de réponses optimales nous incite à conclure qu'il existe certains changements dans la conduite de la politique monétaire. Car, l'allure des fonctions de réponses observées divergent avec les réponses optimales sous $\lambda = 0.25$. Cette ambiguïté concerne uniquement les chocs de demande et les chocs monétaires, spécifiquement avant l'adoption de la politique de ciblage d'inflation à 2% et pendant la Grande Récession post-2007. Ce qui démontre que Banque du Canada est stricte pour lutter contre les chocs qui occasionnent une déviation de l'inflation de sa cible, amortit les chocs de demande, mais se laisse accommoder aux chocs monétaires.

Enfin, l'élément le plus captivant serait d'évaluer comment l'arbitrage de la Banque du Canada affecte les réponses de l'inflation et de la production à la suite d'un choc non anticipé de politique monétaire dû par les facteurs non systématiques de sa règle. Cet examen est très capital dans le cadre néo-keynésien d'analyse de la politique monétaire, où ces fonctions de réponse ne dépendent pas seulement de la pente de la NKPC mais aussi des autres facteurs, en l'occurrence le comportement de la banque centrale.

À la lumière de la dernière colonne du tableau 3.4, on peut attester une amélioration considérable dans la transmission des effets des chocs aléatoires sur l'inflation comparativement aux déviations de la production. Le ratio de sensibilité a significativement baissé, sauf pour le choc d'offre en troisième sous-période où il indique le niveau critique de l'arbitrage auquel la Banque Centrale a été confrontée compte tenu de la sévérité de la crise économique. Cette baisse du ratio signifie que les déviations de la production affectent de moins en moins proportionnelle l'inflation et permet ainsi, d'éviter une dérive au niveau des prix. Ce qui facilite la tâche de la Banque Centrale en lui permettant de ramener rapidement l'inflation et la production dans leurs cibles, une fois déviées.

CONCLUSION

Ce travail s'est proposé de calculer la courbe de Taylor et d'évaluer l'efficacité de la politique monétaire à travers les trois sous-périodes depuis la Grande Modération. Il est motivé d'abord par le rôle accordé à la *courbe de Taylor* en tant qu'outil essentiel, ou mieux *un guide*, pour la conduite de la politique monétaire; et ensuite, par l'importance que revêt la question d'arbitrage sur le choix optimal et l'efficacité de la politique monétaire de la banque centrale, surtout lorsqu'on considère les deux contextes macroéconomiques spécifiques à savoir, la Grande Modération et la Grande Récession post-2007. L'objectif poursuivi étant de montrer que le choix optimal ainsi que l'efficacité de la politique monétaire ne sont pas invariants. Ils évoluent surtout en fonction de l'environnement macroéconomique et de ce fait, certains choix sont plus efficaces que d'autres.

Pour ce faire, nous avons recouru à un modèle d'équilibre général dynamique et stochastique (DSGE) standard et fermé avec des rigidités nominales sur les prix. La méthodologie utilisée privilégie une analyse dynamique à travers les trois sous-périodes (1984T1-1991T4, 1992T1-2007T2 et 2007T3-2010T1) relatives à l'évolution macroéconomique du Canada. L'estimation des paramètres ainsi que la validation du modèle sont faites suivant les techniques bayésiennes tandis que nous avons recouru aux méthodes de simulations avec perturbations pour calculer les variabilités optimales et observées de l'inflation et de la production ainsi que la règle la plus optimale de la politique monétaire telle que dérivée suivant l'algorithme de Dennis (2007). Les différents couples de variabilités optimales collectés ont servi à construire les courbes d'efficacité de la politique monétaire pour la sous-période.

À la lumière des résultats trouvés, nous avons tiré quelques implications intéressantes pour la conduite de la politique monétaire. Nous observons que les

niveaux de performance de la politique monétaire se sont déplacé vers les courbes d'efficience qui, elles-mêmes ont glissé vers l'origine des axes. Mais ce déplacement ne s'est pas réalisé dans la même direction : vers l'origine des axes pendant la Grande Modération mais vers le coin Sud-Est pendant la Grande Récession post-2007. Ce qui nous incite à conclure que lorsque la performance de la politique monétaire se déplace vers l'origine des axes, son efficience ainsi que son efficacité en termes de réduction des pertes sociales s'accroissent. La réduction simultanée des variabilités de l'inflation et de la production contribue significativement à l'amélioration de l'arbitrage auquel la banque centrale est confrontée. Et cela prouve que certains choix de politique monétaire sont plus efficaces que d'autres.

Concernant les forces motrices ayant occasionné les mouvements observés ainsi que les performances macroéconomiques enregistrées, nous soutenons que tous les facteurs, «*good policy*» et «*good luck*», ont contribué de manière significative. Ceci est démontré par le fait que l'efficience de la politique monétaire est inversement liée à la volatilité des chocs macroéconomiques aléatoires : un environnement macroéconomique relativement stable accroît son efficience et rend l'inflation et la production moins persistantes et plus prédictibles. Dans le cas contraire, le tout se détériore. Enfin, nous insistons sur l'importance de la politique monétaire active et crédible axée sur le ciblage d'inflation dont les gains d'efficacité jouent un rôle significatif. Ils renforcent son efficience en anéantissant les effets des chocs aléatoires, surtout pendant la crise économique même lorsque l'instrument de la politique monétaire devient quasi-inopérant.

Toutefois, pour des fins de robustesses des résultats obtenus, il conviendrait d'étendre cette étude à quelques analyses de sensibilité en considérant des mesures alternatives, soit de la distribution à priori des paramètres, soit de la règle de Taylor. Davantage, on pourrait creuser en menant des analyses contrefactuelles pré-1984 ou en comparant avec d'autres économies, notamment celles sous le ciblage d'inflation.

APPENDICE A

SOLUTION DU MODÈLE

La Banque Centrale minimise la fonction de perte intertemporelle (A.1) sujet aux conditions d'équilibre de l'économie (A.2) et (A.3) ainsi que de sa fonction de réaction (A.4).

$$\min E_t \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left[\lambda x_t^2 + (1-\lambda) \pi_t^2 \right] \quad , \quad 0 \leq \lambda \leq 1 \quad (\text{A.1})$$

sujet à :

$$x_t = (1-\delta) x_{t-1} + \delta E_t x_{t+1} - \varphi (R_t - E_t \pi_{t+1}) + \varepsilon_t^x \quad (\text{A.2})$$

$$\pi_t = (1-\alpha) \pi_{t-1} + \alpha E_t \pi_{t+1} + \kappa x_t + \varepsilon_t^\pi \quad (\text{A.3})$$

$$R_t = \rho_\pi \pi_t + \rho_x x_t + \varepsilon_t^R \quad (\text{A.4})$$

Ce problème d'optimisation dynamique est réécrit sous la forme matricielle comme suit :

$$\min E_t \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \{ X_t' Q X_t \} \quad (\text{A.5})$$

$$\text{s.c,} \quad H_0 X_t = H_1 X_{t-1} + H_2 X_{t+1} + B R_t + C \varepsilon_t \quad (\text{A.6})$$

où $X_t = [x_t \ \pi_t]'$ est le vecteur des variables endogènes; R_t est la variable de contrôle définie comme l'instrument de politique monétaire de la banque centrale; et $\varepsilon_t = [\varepsilon_t^x \ \varepsilon_t^\pi \ \varepsilon_t^R]'$ est le vecteur des chocs structurels du modèle, tel que ε_t est *i.i.d* $\square N(0, \sigma_\varepsilon^2)$; Q est la matrice des poids ou mieux de préférences de la banque

centrale par rapport aux déviations de l'inflation. Tandis que H_0 , H_1 , H_2 , B et C sont des matrices des coefficients.

$$H_0 = \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ -\kappa & 1 \\ -\rho_x & -\rho_\pi \end{bmatrix} \quad H_1 = \begin{bmatrix} (1-\delta) & 0 \\ 0 & (1-\alpha) \\ 0 & 0 \end{bmatrix} \quad H_2 = \begin{bmatrix} \delta & \varphi \\ 0 & \alpha \\ 0 & 0 \end{bmatrix} \quad Q = \begin{bmatrix} \lambda & 0 \\ 0 & (1-\lambda) \end{bmatrix}$$

$$B = \begin{bmatrix} -\varphi \\ 0 \\ 1 \end{bmatrix} \quad C = I_{3 \times 3}$$

La fonction Lagrangienne s'écrit :

$$L(\cdot) = E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left\{ X_t' Q X_t + 2\mu_t' (H_0 X_t - H_1 X_{t-1} - H_2 E_t X_{t+1} - B R_t - C \varepsilon_t) \right\} \quad (\text{A.7})$$

En considérant que la Banque Centrale poursuit une politique monétaire crédible sous engagement, les conditions de premier ordre de la fonction (A.7) par rapport aux variables de décision sont :

- pour $t > 0$,

$$\circ \quad \frac{\partial L(\cdot)}{\partial X_t} \Rightarrow Q X_t - \beta^{-1} H_2' \mu_{t-1} + H_0' \mu_t - \beta H_1' E_t \mu_{t+1} = 0 \quad (\text{A.8})$$

$$\circ \quad \frac{\partial L(\cdot)}{\partial X_t} \Rightarrow H_0 X_t - H_1 X_{t-1} - H_2 E_t X_{t+1} - B R_t - C \varepsilon_t = 0 \quad (\text{A.9})$$

$$\circ \quad \frac{\partial L(\cdot)}{\partial R_t} \Rightarrow -B' \mu_t = 0 \quad (\text{A.10})$$

- ♦ pour $t = 0$,

$$\circ \quad \frac{\partial L(\cdot)}{\partial X_t} \Rightarrow Q X_t + H_0' \mu_t = 0 \quad (\text{A.11})$$

$$\circ \quad \frac{\partial L(\cdot)}{\partial R_t} \Rightarrow -B' \mu_t = 0 \quad (\text{A.12})$$

Il faut remarquer que suivant l'équation (A.12), on peut déduire une solution initiale telle que $\mu_t = 0$ pour $t = 0$. Ce multiplicateur de Lagrange indique que le coût supporté par la Banque Centrale lors de la mise en place de sa politique monétaire sous engagement (au temps $t = 0$) est nul.

On peut représenter les équations (A.8)-(A.10) sous la forme matricielle comme suit :

$$\begin{bmatrix} H_0 & Q & 0 \\ 0 & H_0 & -B \\ -B' & 0 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \mu_t \\ X_t \\ R_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} -\beta^{-1} & 0 & 0 \\ 0 & H_1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \mu_{t-1} \\ X_{t-1} \\ R_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \beta H_1' & 0 & 0 \\ 0 & H_2 & 0 \\ 0 & 0 & 0 \end{bmatrix} E_t \begin{bmatrix} \mu_{t+1} \\ X_{t+1} \\ R_{t+1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 0 \\ C \\ 0 \end{bmatrix} \varepsilon_t$$

La forme canonique de ce système d'équations est définie par :

$$\Gamma_0 Z_t = \Gamma_1 Z_{t-1} + \Gamma_2 E_t Z_{t+1} + P \varepsilon_t \quad (\text{A.13})$$

où $Z_t = [\mu_t \quad X_t \quad R_t]'$ est le vecteur des variables endogènes; Γ_0 , Γ_1 , Γ_2 et P sont des matrices qui obéissent à certaines conditions, notamment Γ_0 doit être positivement définie et inversible.

Ce système d'anticipation rationnelle peut être résolu soit par la méthode de coefficients indéterminés, soit par la méthode de racine unitaire et débouche, après certains arrangements, à la loi de mouvement ci-après :

$$Z_t = N Z_{t-1} + G \varepsilon_t \quad (\text{A.14})$$

où N est la matrice de transition dont les racines doivent être stables⁷⁴.

⁷⁴ Il s'agit de la condition de Blanchard et Kahn (1980) pour l'existence d'une solution unique.

APPENDICE B

SOURCES ET DESCRIPTION DES DONNÉES

Les données utilisées portent sur le Canada. Elles sont extraites de la base de données de CANSIM II de Statistique-Canada.

<i>Variable</i>	<i>Numéro de série</i>	<i>description</i>
PIB réel (y)	v1992067	Produit intérieur brut, en termes de dépenses; Canada; Dollars enchaînés (2002) (x 1 000 000); Désaisonnalisées au taux annuel; Produit intérieur brut (PIB) aux prix du marché (trimestriel, 1961-03-01 à 2010-03-01) [D100126]
niveau des prix (p)	v41690973	Indice des prix à la consommation (IPC), panier 2005; Canada; Ensemble (2002=100) (mensuel, 1914-01-01 à 2010-05-01).
taux d'intérêt nominal (R)	v122484	Adjudication de Bons du Trésor - rendement moyen : à 3 mois, moyenne des valeurs (pourcentage) (mensuel, 1946-01-01 à 2010-05-01) [B14001]. Statistiques du marché financier, au dernier mercredi sauf indication contraire; Canada.

Il s'agit des données trimestrielles ou des moyennes trimestrielles calculées. Afin d'avoir des variables stationnaires, nous avons d'abord, opéré certaines transformations notamment logarithmiques pour la production et les prix, et en différence pour le taux d'intérêt nominal. Ensuite, nous avons pris en déviation en pourcentage par rapport à leurs valeurs cibles. Ces transformations se décrivent comme suit :

- L'écart de production est défini par $x_t = 100 * (\log y_t - \log y^*)$ où y_t est le PIB réel et y^* est le PIB tendanciel déterminé au moyen du filtre d'Hodrick-Prescott avec le facteur de lissage ($\lambda = 1600$) correspondant aux données trimestrielles.

- Le taux d'inflation $\pi_t = \pi_t^p - \pi_t^*$, où $\pi_t^p = 100 * (\log p_t - \log p_{t-1})$ est le taux d'inflation en pourcentage défini comme la variation en pourcentage d'une année à l'autre de l'indice global des prix à la consommation. Tandis que π_t^* est la cible d'inflation de la Banque du Canada. Dans le cadre de cette étude, nous avons opté pour une cible d'inflation variable afin de refléter le réalisme. Cette cible est définie par le taux d'inflation de long terme pour la période d'avant 1992 et par la valeur de 2% depuis 1992. Les valeurs cibles utilisées sont :

<i>sous-période</i>	<i>cible d'inflation (en %)</i>	<i>observations</i>
1984T1 – 1991T4	4.54	proche de la cible implicite de 5% ⁷⁵
1992T1 – 2007T2	2.00	adoptée depuis février 1991
2007T3 – 2010T1	2.00	reconduite en 2006 pour 2011

- Le taux d'intérêt nominal $R_t = R_t^c - R_t^*$, où R_t^c est le taux d'intérêt nominal de la Banque du Canada correspondant au rendement moyen (en pourcentage) à 3 mois d'adjudication du Bon de Trésor. R_t^* est le taux d'intérêt d'équilibre de long terme. Pour ce travail, ce taux est constant. Il est déduit de la relation suivante : $\beta = 1/(1 + R^*)$, où $R^* = 1.01$ pour $\beta = 0.99$.

⁷⁵ La cible d'inflation implicite de 5% a été définie par la Banque du Canada dès les années 1983. Lire le site de la Banque du Canada : www.bankofcanada.ca. Cette moyenne est proche de celui de 5.97 obtenue par Longworth (2002) pour la période 1981-1990 et est légèrement supérieure à la nôtre dans la mesure où elle prend en compte et incorpore la période de récession de 1981-83.

APPENDICE C

TABLEAUX

Tableau C.1

Définition des paramètres du modèle linéaire

Paramètre	description
β	<i>taux d'escompte des ménages</i>
λ	<i>poids relatif accordé aux déviations de la production par rapport à celles de l'inflation</i>
δ	<i>degré de sensibilité de l'écart de production courante par rapport à son niveau futur anticipé</i>
α	<i>degré de sensibilité de l'inflation courante par rapport à son niveau futur anticipé.</i>
φ	<i>élasticité de l'écart de production courante au taux d'intérêt réel</i>
κ	<i>élasticité de l'inflation à l'écart de production</i>
ρ_{π}	<i>degré de réaction du taux d'intérêt nominal aux déviations de l'inflation</i>
ρ_x	<i>degré de réaction du taux d'intérêt nominal à l'écart de production</i>
σ_{ε^x}	<i>écart-type du choc de demande</i>
$\sigma_{\varepsilon^{\pi}}$	<i>écart-type du choc d'offre</i>
σ_{ε^R}	<i>écart-type du choc monétaire</i>

Tableau C.2

Distribution à priori des paramètres du modèle⁷⁶

paramètre	domaine	fonction de densité	Valeur à priori	
			<i>moyenne</i>	<i>déviaton standard</i>
δ	$[0.0, 1.0]$	beta	0.40	0.10
α	$[0.0, 1.0]$	beta	0.65	0.10
φ	$[0, +\infty[$	gamma	0.24	0.10
κ	$[0, +\infty[$	gamma	0.13	0.05
ρ_π	$]1.0, 2.0]$	normal	1.50	0.20
ρ_x	$]0.0, 1.0]$	normal	0.50	0.15
σ_{ε^x}	$\mathbf{R}^+$	inverse gamma	0.46	2.00
σ_{ε^π}	$\mathbf{R}^+$	inverse gamma	1.09	2.00
σ_{ε^R}	$\mathbf{R}^+$	inverse gamma	0.49	2.00

⁷⁶ Cette distribution s'est aussi inspirée de Smets et Wouters (2003) et de Milani (2007)

Tableau C.3
Paramètres estimés du modèle (ensemble : 1984T1-2010T1)

<i>parameter</i>	<i>Prior distribution</i>			<i>Posterior maximization</i>			<i>Posterior distribution</i>	
	Type	Mean	Std	Mode	Std Error	t-stat	Mean	Confidence Interval (90%)
δ	beta	0.40	0.10	0.502	0.025	20.371	0.492	[0.44 , 0.54]
α	beta	0.65	0.10	0.598	0.029	20.829	0.600	[0.55 , 0.65]
φ	gamma	0.24	0.10	0.016	0.005	3.212	0.019	[0.01 , 0.03]
κ	gamma	0.13	0.05	0.018	0.006	3.069	0.021	[0.01 , 0.03]
ρ_{π}	normal	1.50	0.20	1.493	0.192	7.794	1.519	[1.21 , 1.82]
ρ_x	normal	0.50	0.15	0.612	0.143	4.285	0.633	[0.40 , 0.86]
$\sigma_{\varepsilon x}$	inv gamma	0.46	2*	0.349	0.028	12.536	0.366	[0.32 , 0.42]
$\sigma_{\varepsilon \pi}$	inv gamma	1.09	2*	0.372	0.030	12.403	0.384	[0.33 , 0.43]
$\sigma_{\varepsilon R}$	inv gamma	0.49	2*	5.718	0.390	14.654	5.814	[5.20 , 6.47]

Tableau C.4
Paramètres estimés 1984T1-1991T4

<i>parameter</i>	<i>Prior distribution</i>			<i>Posterior maximization</i>			<i>Posterior distribution</i>	
	Type	Mean	Std	Mode	Std Error	t-stat	Mean	Confidence Interval (90%)
δ	beta	0.40	0.10	0.482	0.045	10.7384	0.440	[0.27 , 0.58]
α	beta	0.65	0.10	0.394	0.068	5.792	0.424	[0.25 , 0.64]
φ	gamma	0.24	0.10	0.020	0.007	2.808	0.026	[0.01 , 0.04]
κ	gamma	0.13	0.05	0.045	0.019	2.386	0.047	[0.01 , 0.08]
ρ_{π}	normal	1.50	0.20	1.592	0.19	8.400	1.598	[1.30 , 1.92]
ρ_x	normal	0.50	0.15	0.556	0.150	3.693	0.580	[0.33 , 0.82]
$\sigma_{\varepsilon x}$	inv gamma	0.46	2*	0.441	0.063	7.033	0.529	[0.37 , 0.67]
$\sigma_{\varepsilon \pi}$	inv gamma	1.09	2*	0.384	0.054	7.065	0.422	[0.32 , 0.52]
$\sigma_{\varepsilon R}$	inv gamma	0.49	2*	8.543	1.020	8.378	8.928	[7.08 , 10.69]

Tableau C.5
Paramètres estimés 1992T1-2007T2

	<i>Prior distribution</i>			<i>Posterior maximization</i>			<i>Posterior distribution</i>	
<i>parameter</i>	Type	Mean	Std	Mode	Std Error	t-stat	Mean	Confidence Interval (90%)
δ	beta	0.40	0.10	0.496	0.028	17.663	0.482	[0.42 , 0.54]
α	beta	0.65	0.10	0.581	0.046	12.755	0.550	[0.41 , 0.66]
φ	gamma	0.24	0.10	0.028	0.009	3.315	0.033	[0.02 , 0.05]
κ	gamma	0.13	0.05	0.034	0.013	2.696	0.046	[0.02 , 0.08]
ρ_{π}	normal	1.50	0.20	1.506	0.188	8.032	1.555	[1.24 , 1.90]
ρ_x	normal	0.50	0.15	0.461	0.145	3.178	0.474	[0.23 , 0.73]
$\sigma_{\varepsilon x}$	inv gamma	0.46	2*	0.276	0.029	9.400	0.296	[0.24 , 0.35]
$\sigma_{\varepsilon \pi}$	inv gamma	1.09	2*	0.368	0.038	9.825	0.392	[0.33 , 0.46]
$\sigma_{\varepsilon R}$	inv gamma	0.49	2*	3.742	0.334	11.219	3.835	[3.25 , 4.40]

Tableau C.6
Paramètres estimés 2007T3-2010T1

	<i>Prior distribution</i>			<i>Posterior maximization</i>			<i>Posterior distribution</i>	
<i>parameter</i>	Type	Mean	Std	Mode	Std Error	t-stat	Mean	Confidence Interval (90%)
δ	beta	0.40	0.10	0.37	0.08	4.79	0.365	[0.24 , 0.49]
α	beta	0.65	0.10	0.72	0.07	9.96	0.707	[0.59 , 0.82]
φ	gamma	0.24	0.10	0.19	0.07	2.65	0.228	[0.11 , 0.35]
κ	gamma	0.13	0.05	0.11	0.04	3.01	0.127	[0.06 , 0.19]
ρ_{π}	normal	1.50	0.20	1.26	0.20	6.29	1.324	[1.01 , 1.58]
ρ_x	normal	0.50	0.15	0.43	0.14	3.11	0.436	[0.21 , 0.66]
$\sigma_{\varepsilon x}$	inv gamma	0.46	2*	0.60	0.13	4.69	0.684	[0.44 , 0.91]
$\sigma_{\varepsilon \pi}$	inv gamma	1.09	2*	0.51	0.10	5.10	0.584	[0.39 , 0.79]
$\sigma_{\varepsilon R}$	inv gamma	0.49	2*	1.71	0.37	4.61	1.988	[1.25 , 2.74]

Tableau C.7

Volatilités de l'inflation et de l'écart de production de 1984T1-2010T1

	déviations standards					variances	
	84T1-91T4	92T1-07T2	07T3-10T1	$\frac{92T1-07T2}{84T1-91T4}$	$\frac{07T3-10T1}{92T1-07T2}$	$\frac{92T1-07T2}{84T1-91T4}$	$\frac{07T3-10T1}{92T1-07T2}$
Inflation	2.84	1.10	1.04	0.39	0.95	0.15	0.90
Production	1.91	0.85	1.28	0.45	1.51	0.20	2.26
Ratio	1.49	1.29	0.81				

Tableau C.8

Variabilités optimales et réalisées de l'inflation et de la production par sous-période

λ	1984T1-1991T4		1992T1-2007T2		2007T3-2010T1	
	var(x)	var(π)	var(x)	var(π)	var(x)	var(π)
1. variabilités optimales						
0.05	4.89	0.32	2.53	0.25	2.36	0.18
0.10	3.17	0.45	1.20	0.33	1.40	0.24
0.15	2.71	0.58	1.11	0.38	0.60	0.33
0.20	2.00	0.65	0.89	0.42	0.45	0.36
0.25	1.70	0.74	0.71	0.47	0.38	0.38
0.30	1.48	0.82	0.61	0.51	0.32	0.40
0.35	1.30	0.91	0.53	0.55	0.30	0.42
0.40	1.16	0.99	0.25	0.57	0.26	0.43
0.45	1.03	1.08	0.21	0.61	0.16	0.52
0.50	0.93	1.18	0.17	0.64	0.11	0.60
0.55	0.83	1.28	0.14	0.67	0.05	0.67
0.60	0.74	1.40	0.11	0.70	0.13	0.53
0.65	0.66	1.53	0.08	0.73	0.04	0.68
0.70	0.59	1.69	0.08	0.74	0.04	0.67
0.75	0.52	1.88	0.08	0.75	0.03	0.70
0.80	0.44	2.13	0.06	0.82	0.02	0.73
0.85	0.37	2.48	0.06	0.86	0.01	0.76
0.90	0.29	3.04	0.03	1.09	0.02	0.74
0.95	0.20	4.26	0.01	1.33	0.01	0.76
2. Variabilités observées						
obs	3.66	8.05	0.72	1.21	1.63	1.09

Tableau C.9
Autocorrélations des variables macroéconomiques

variable	Retard (en trimestre)									
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
1984T1-1991T4										
x_t	0.87	0.73	0.61	0.49	0.38	0.28	0.18	0.10	0.02	-0.04
π_t	0.96	0.90	0.84	0.76	0.68	0.60	0.51	0.44	0.36	0.29
R_t	0.19	0.17	0.16	0.13	0.12	0.09	0.08	0.07	0.03	0.03
1992T1-2007T2										
x_t	0.79	0.60	0.44	0.31	0.22	0.15	0.09	0.05	0.01	0.00
π_t	0.78	0.59	0.42	0.29	0.19	0.12	0.07	0.04	0.01	0.00
R_t	0.12	0.08	0.05	0.03	0.03	0.00	0.00	0.01	-0.02	-0.01
2007T3-2010T1										
x_t	0.66	0.40	0.24	0.13	0.08	0.05	0.03	0.02	0.00	-0.01
π_t	0.56	0.30	0.15	0.07	0.03	0.01	0.01	0.01	-0.01	-0.01
R_t	0.21	0.10	0.04	0.01	0.01	0.00	0.00	0.00	-0.01	-0.01

APPENDICE D

FIGURES

Figure D.1

Distributions à priori et à posteriori des paramètres estimés 1984T1-2010T1

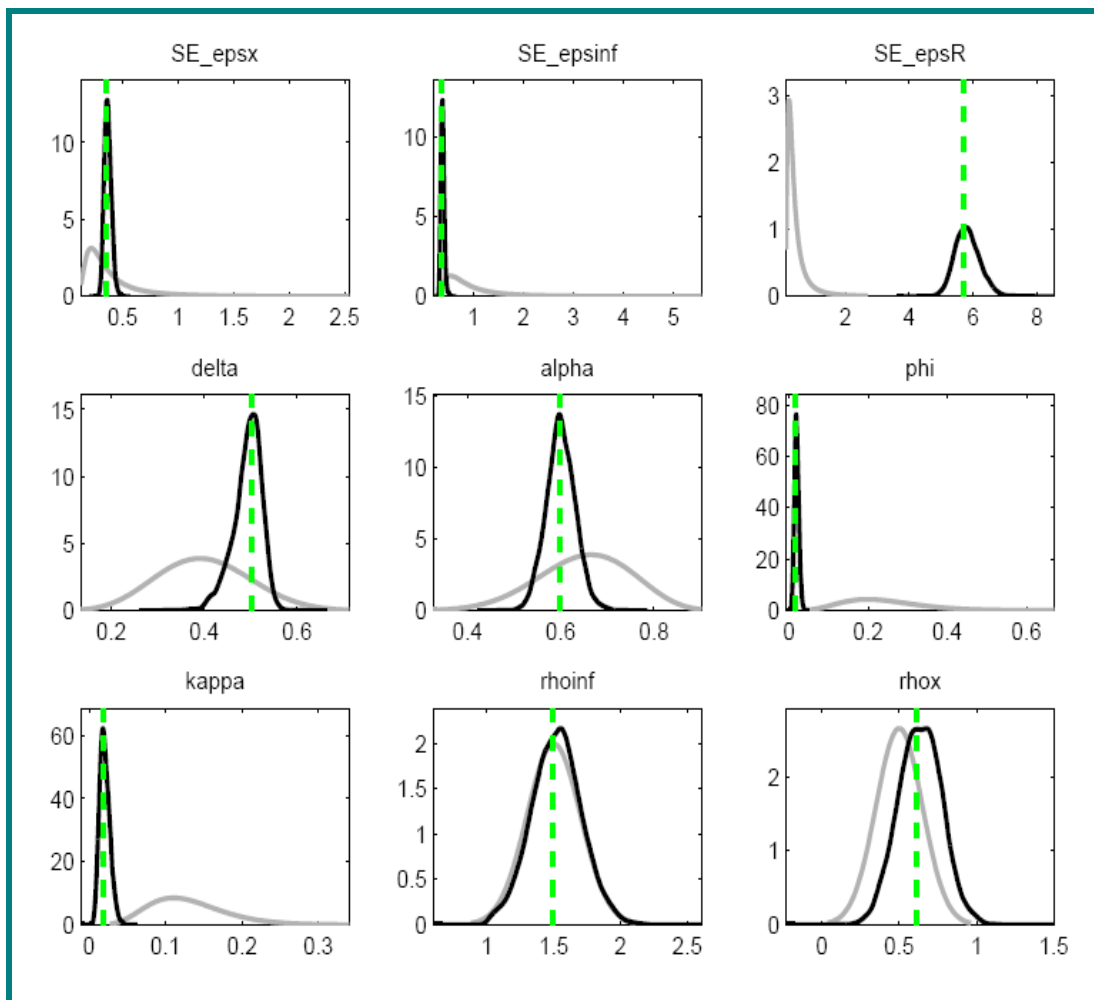


Figure D.2

Distributions à priori et à posteriori des paramètres estimés 1984T1-1991T4

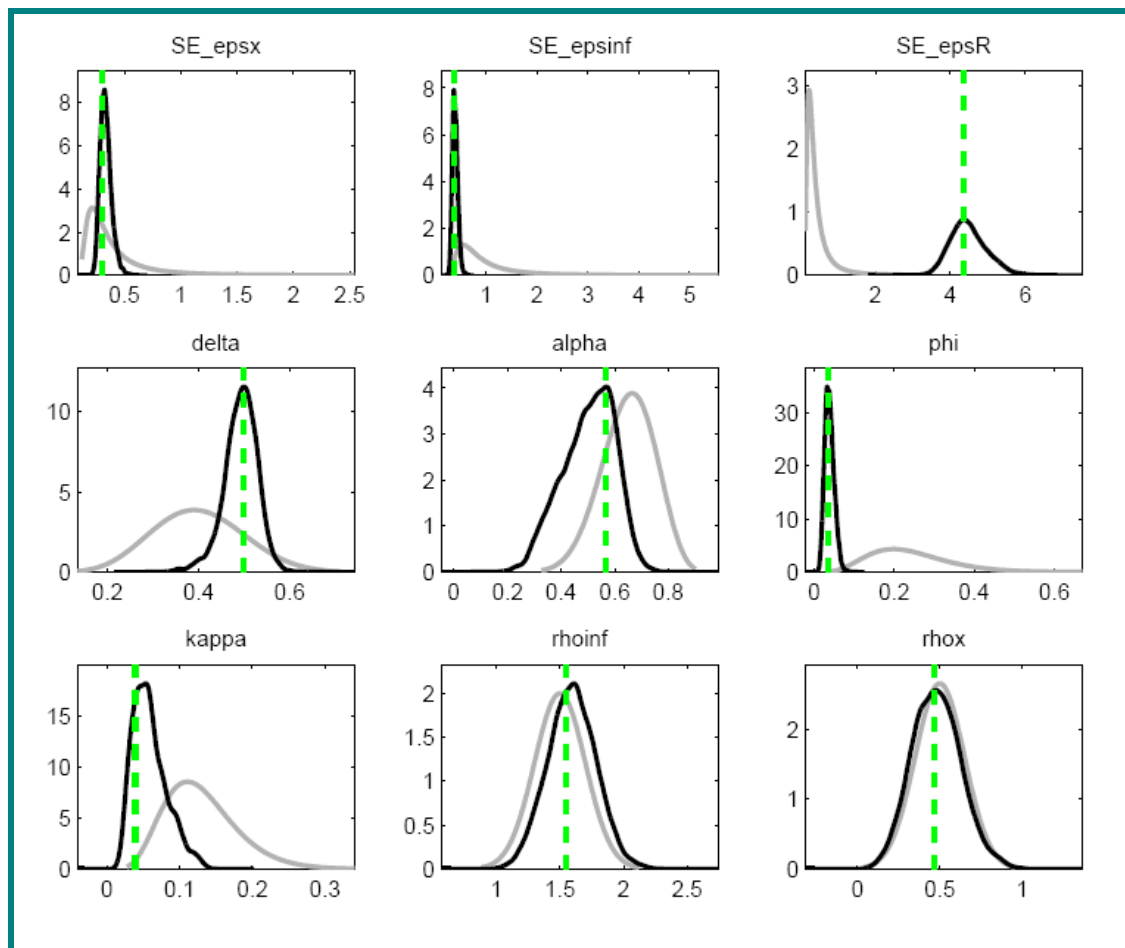


Figure D.3

Distributions à priori et à posteriori des paramètres estimés 1992T1-2007T2

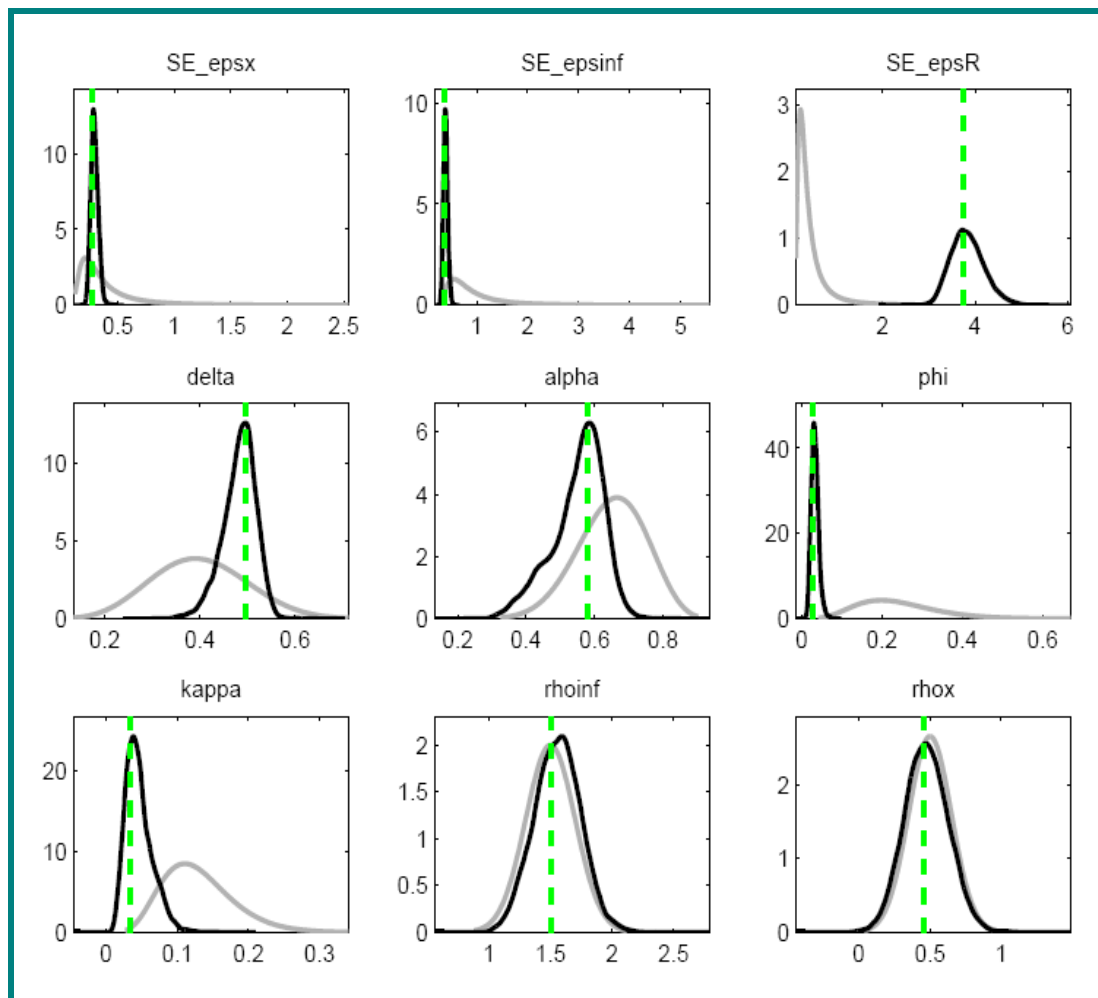


Figure D.4

Distributions à priori et à posteriori des paramètres estimés 2007T3-2010T1

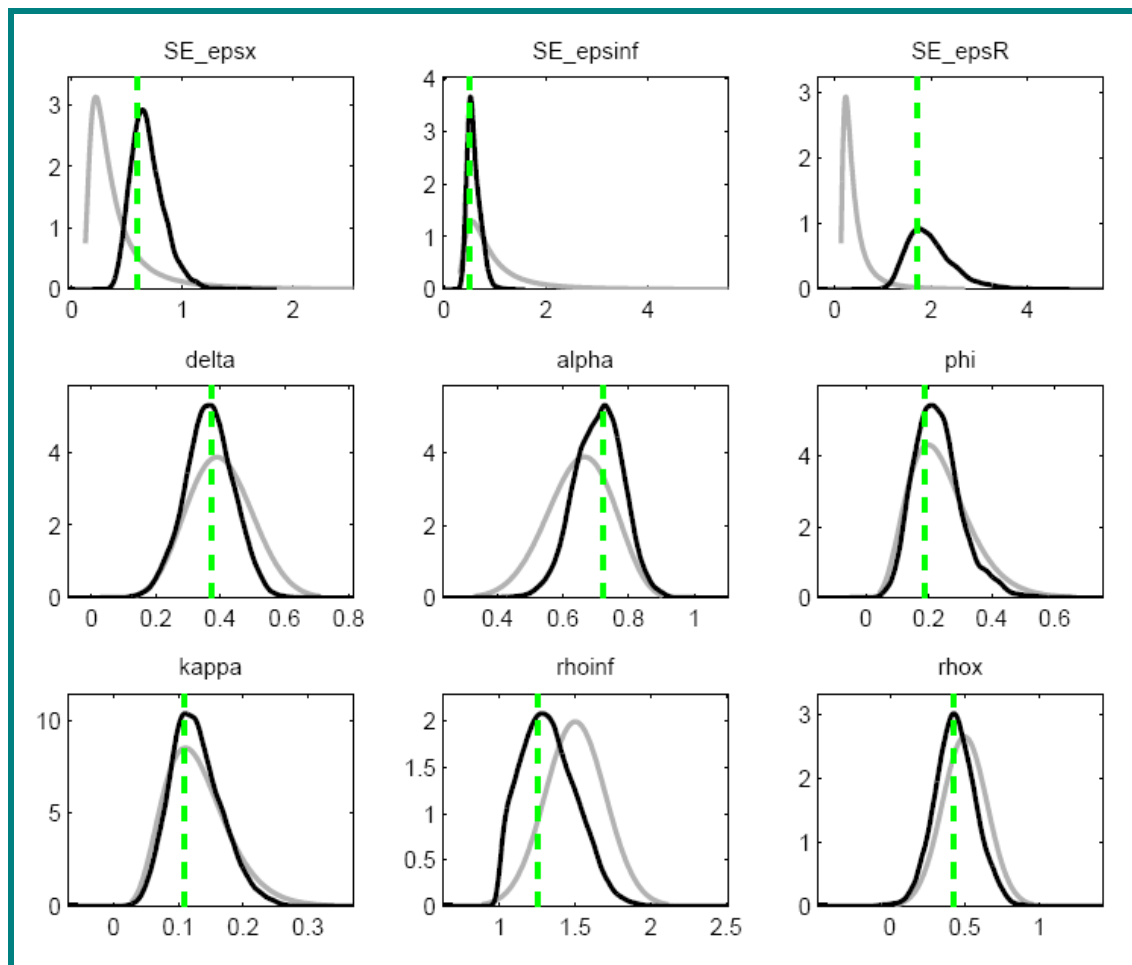


Figure D.5

Fonctions de réponses relatives à un choc de demande (1984T1-1991T4)

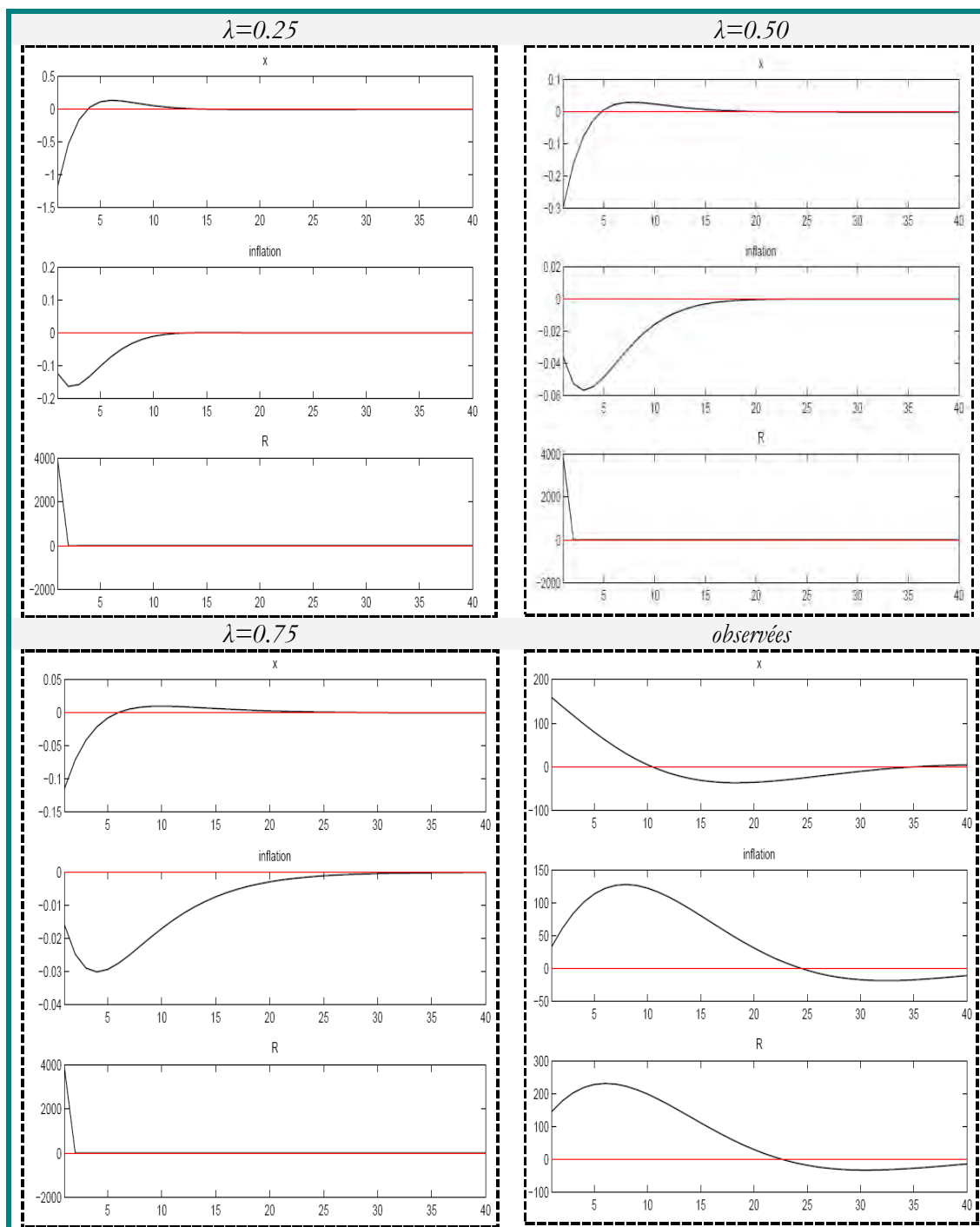


Figure D.6

Fonctions de réponses relatives à un choc d'offre (1984T1-1991T4)

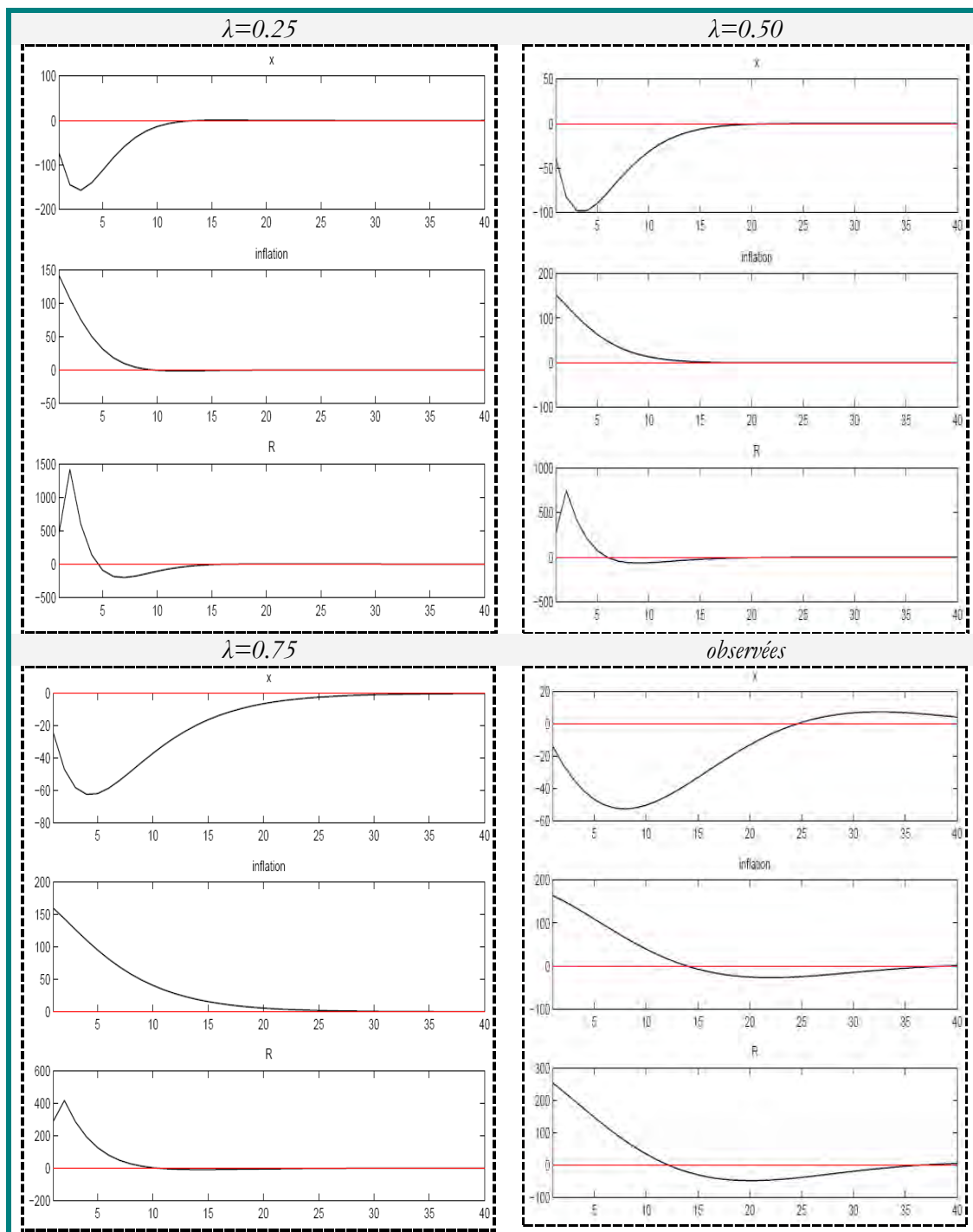


Figure D.7

Fonctions de réponses relatives à un choc monétaire (1984T1-1991T4)

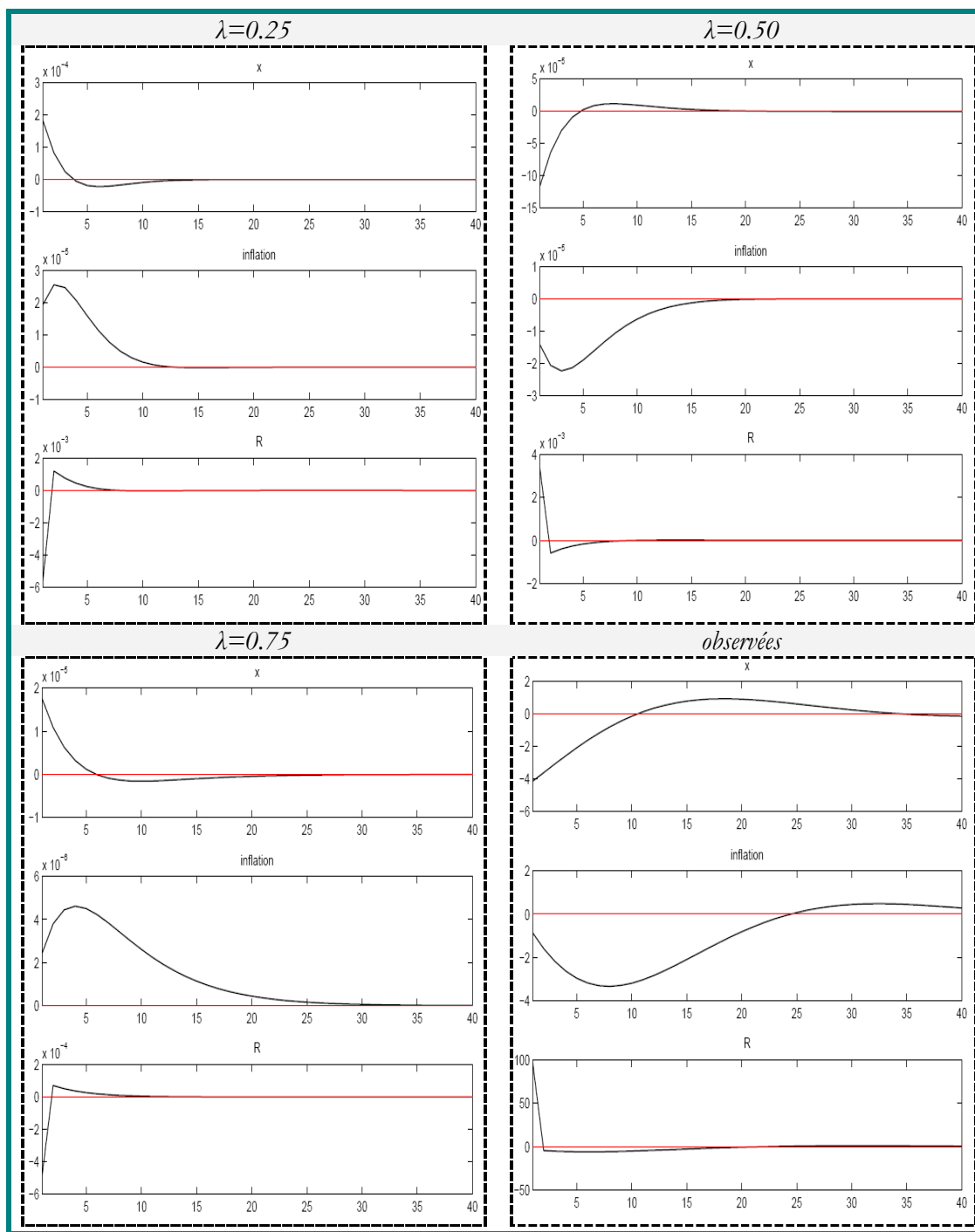


Figure D.8

Fonctions de réponses relatives à un choc de demande (1992T1-2007T2)

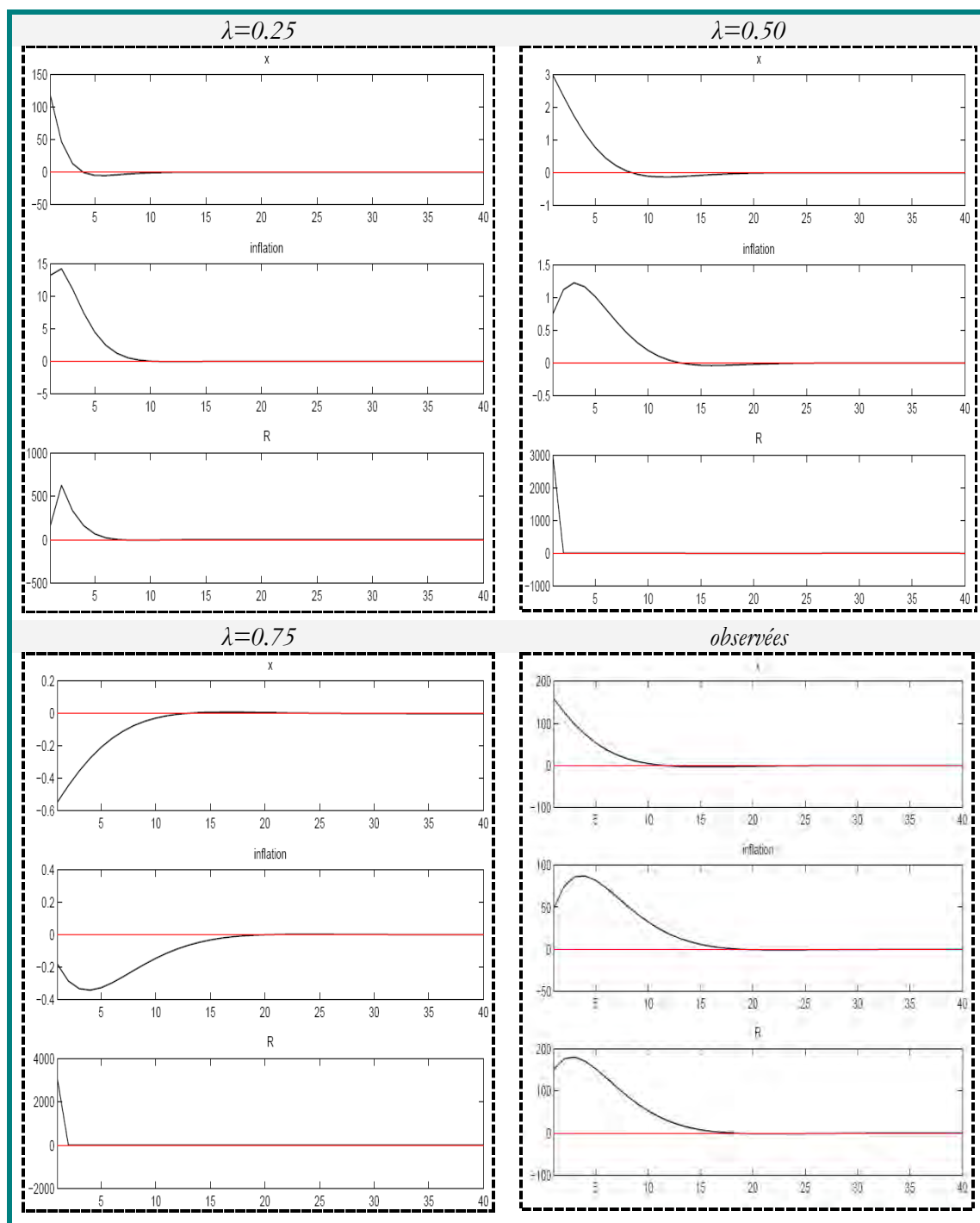


Figure D.9

Fonctions de réponses relatives à un choc d'offre (1992T1-2007T2)

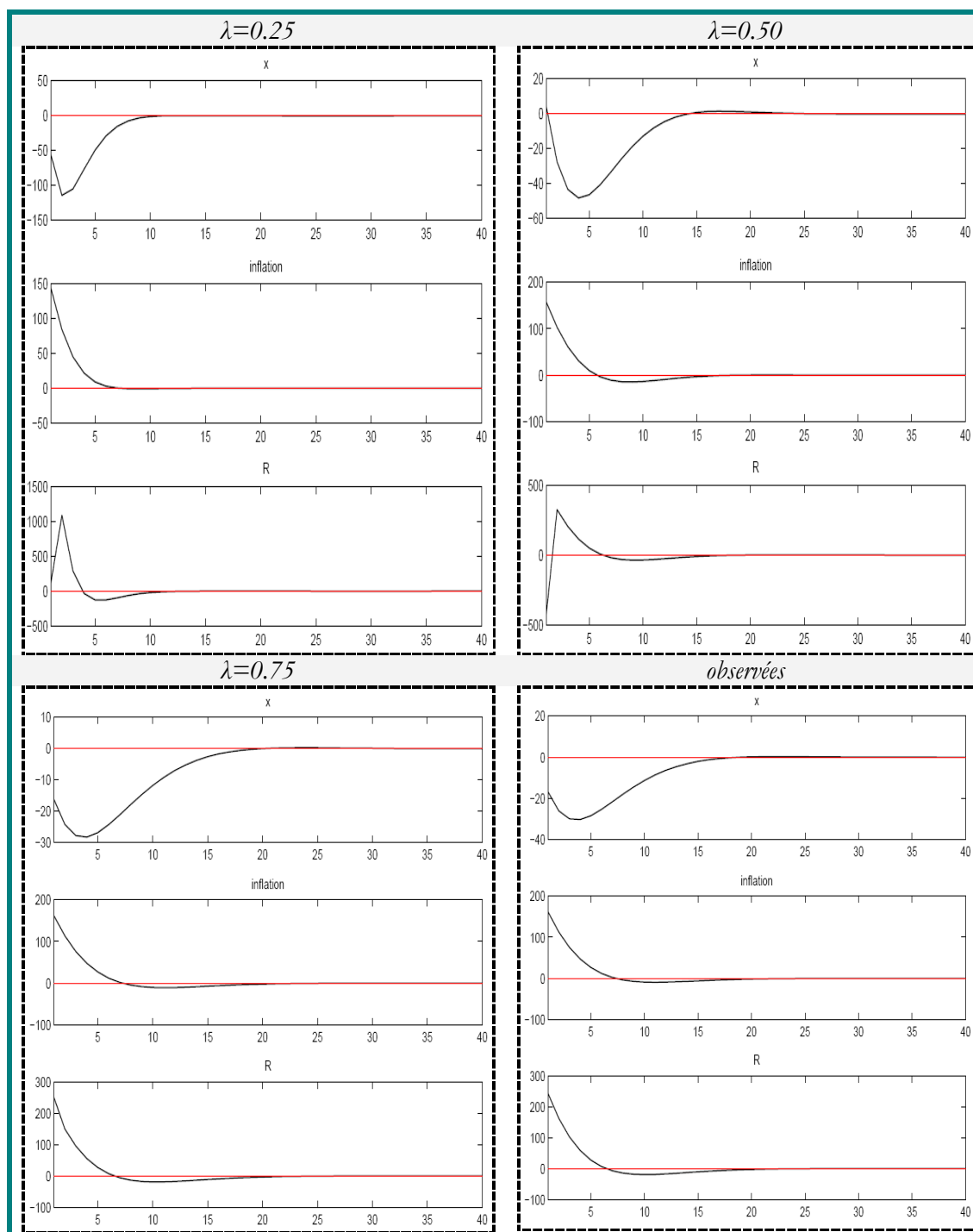


Figure D.10

Fonctions de réponses relatives à un choc monétaire (1992T1-2007T2)

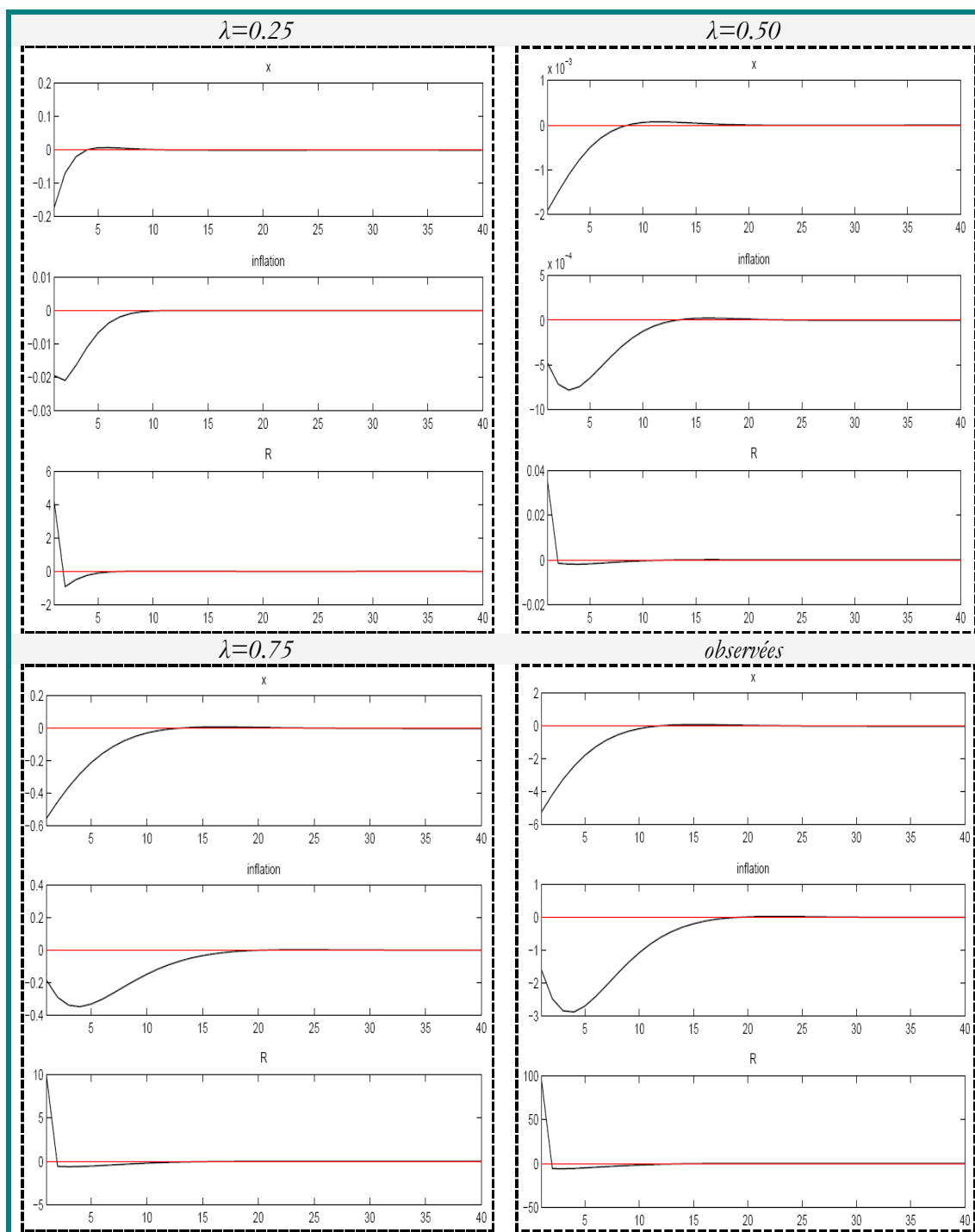


Figure D.11

Fonctions de réponses relatives à un choc de demande (2007T3-2010T1)

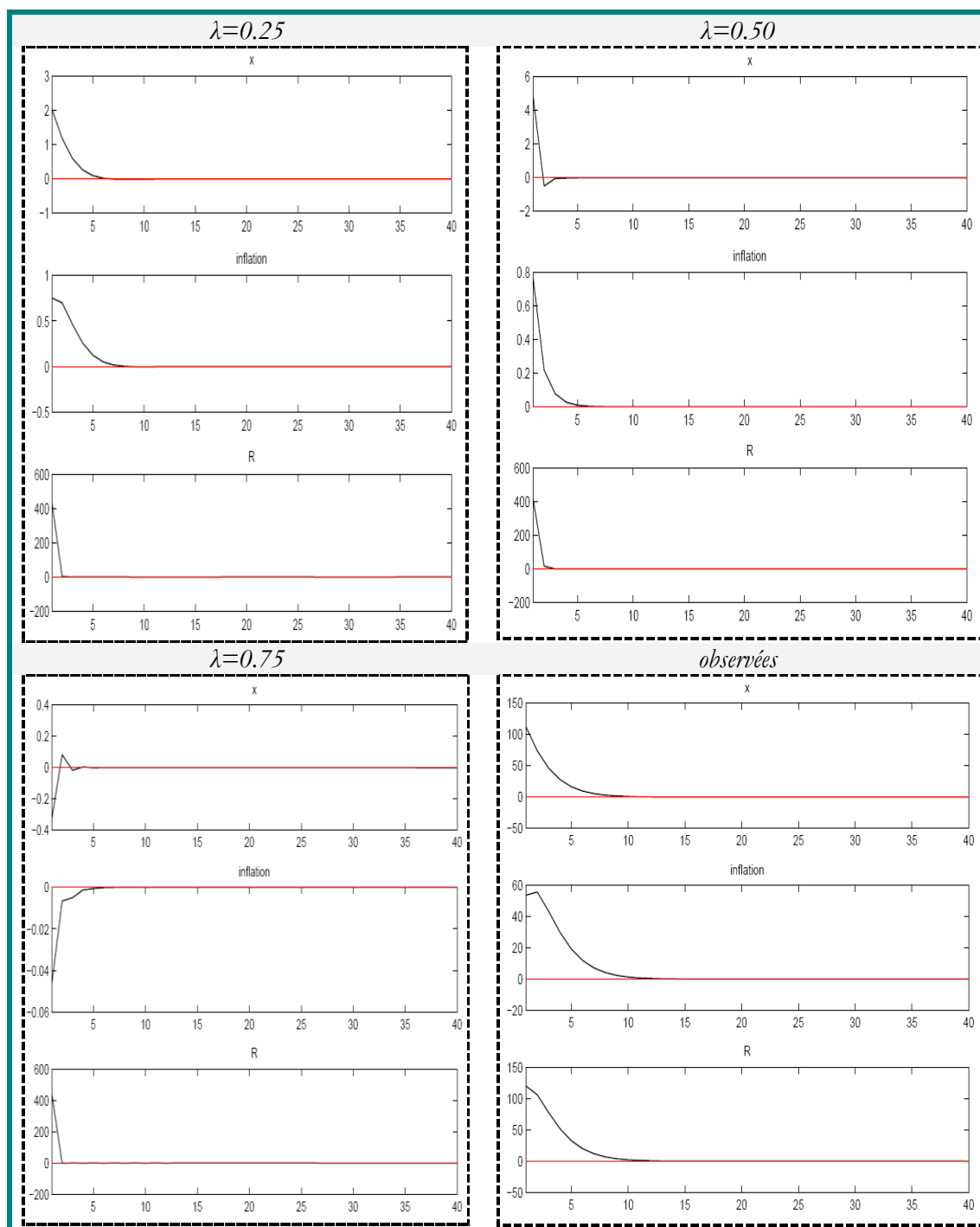


Figure D.12

Fonctions de réponses relatives à un choc d'offre (2007T3-2010T1)

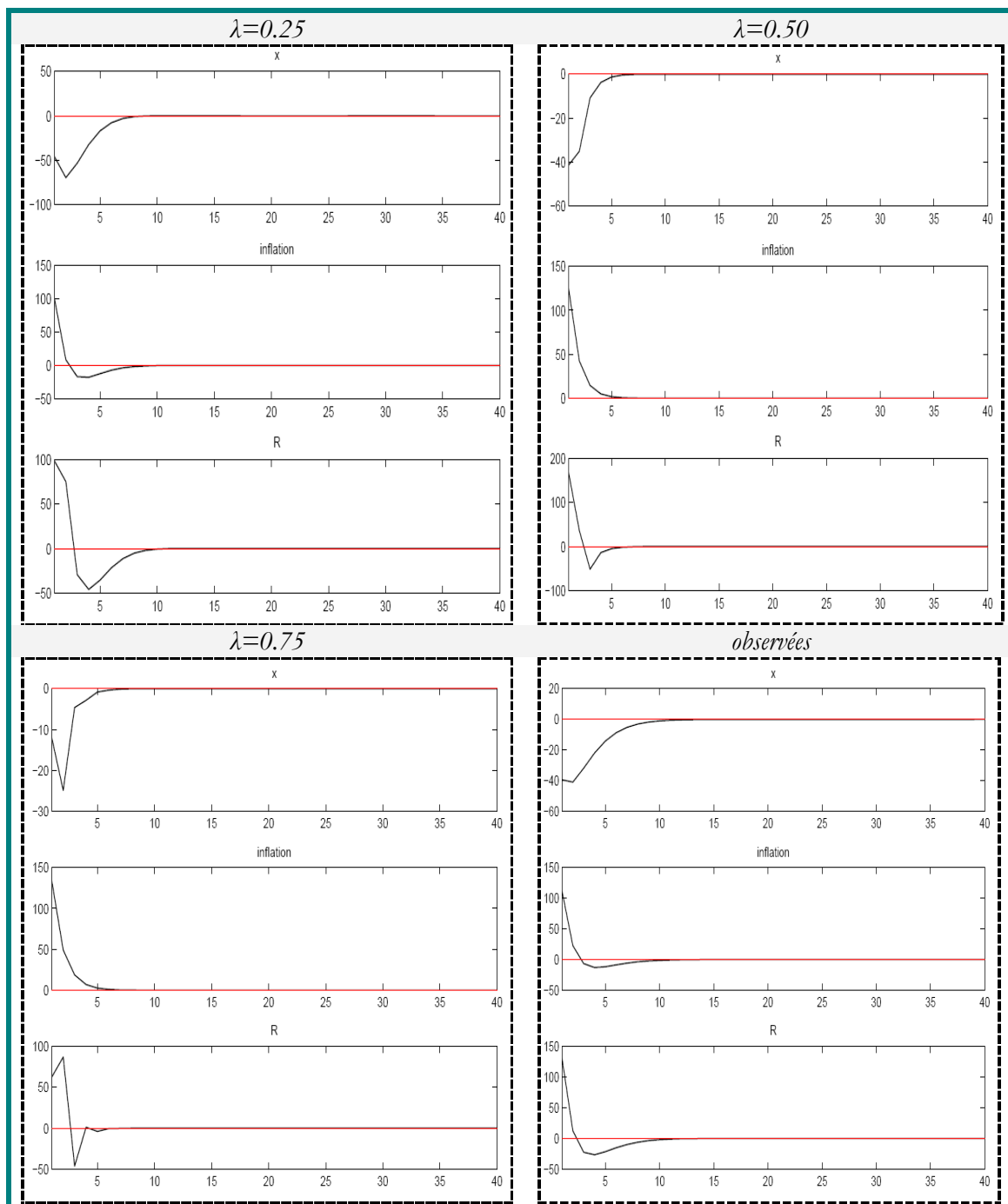


Figure D.13

Fonctions de réponses relatives à un choc monétaire (2007T3-2010T1)

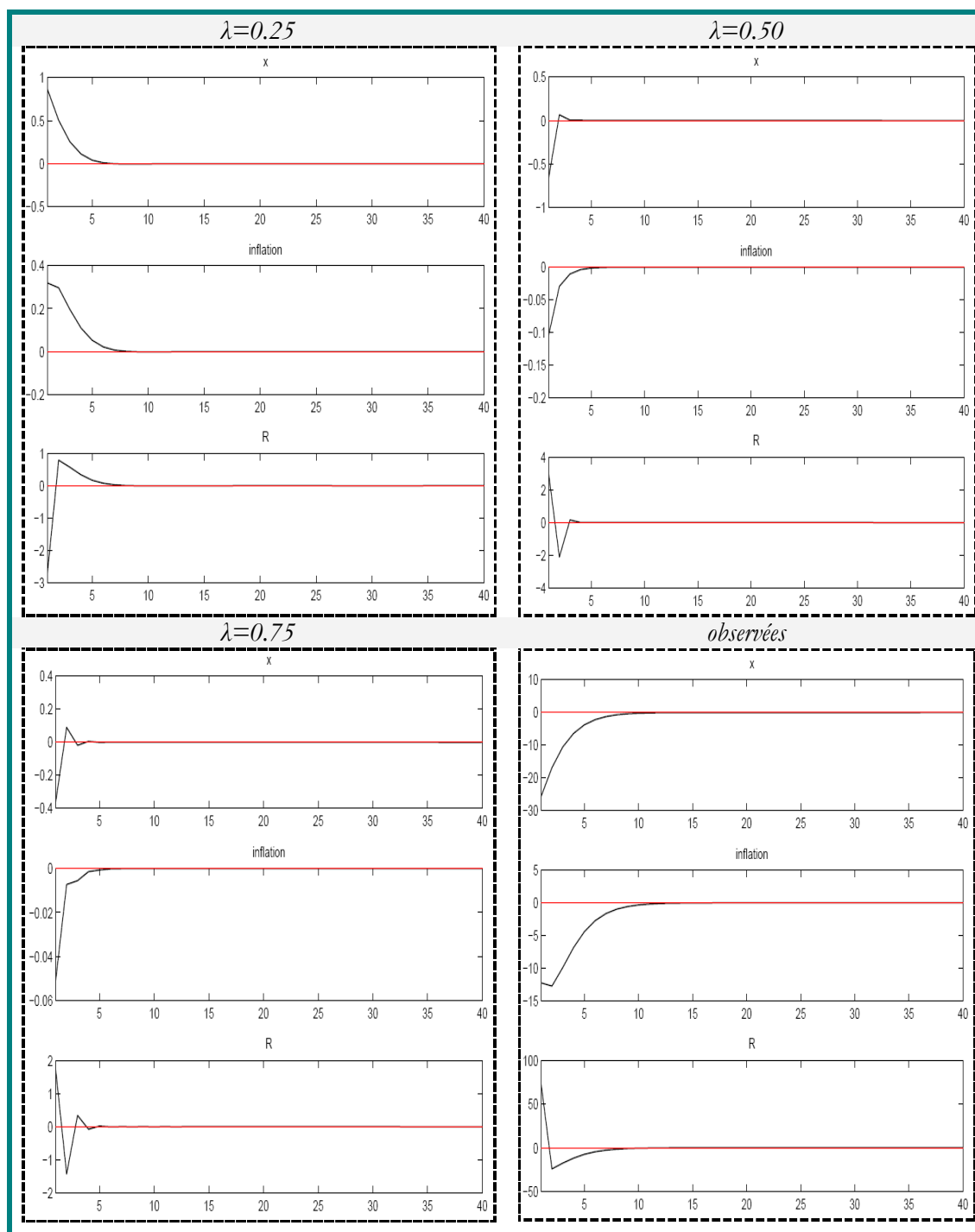


Figure D.14

Déviations standards des variables macroéconomiques 1984T1-1991T4
(en trimestre, en pourcentage)

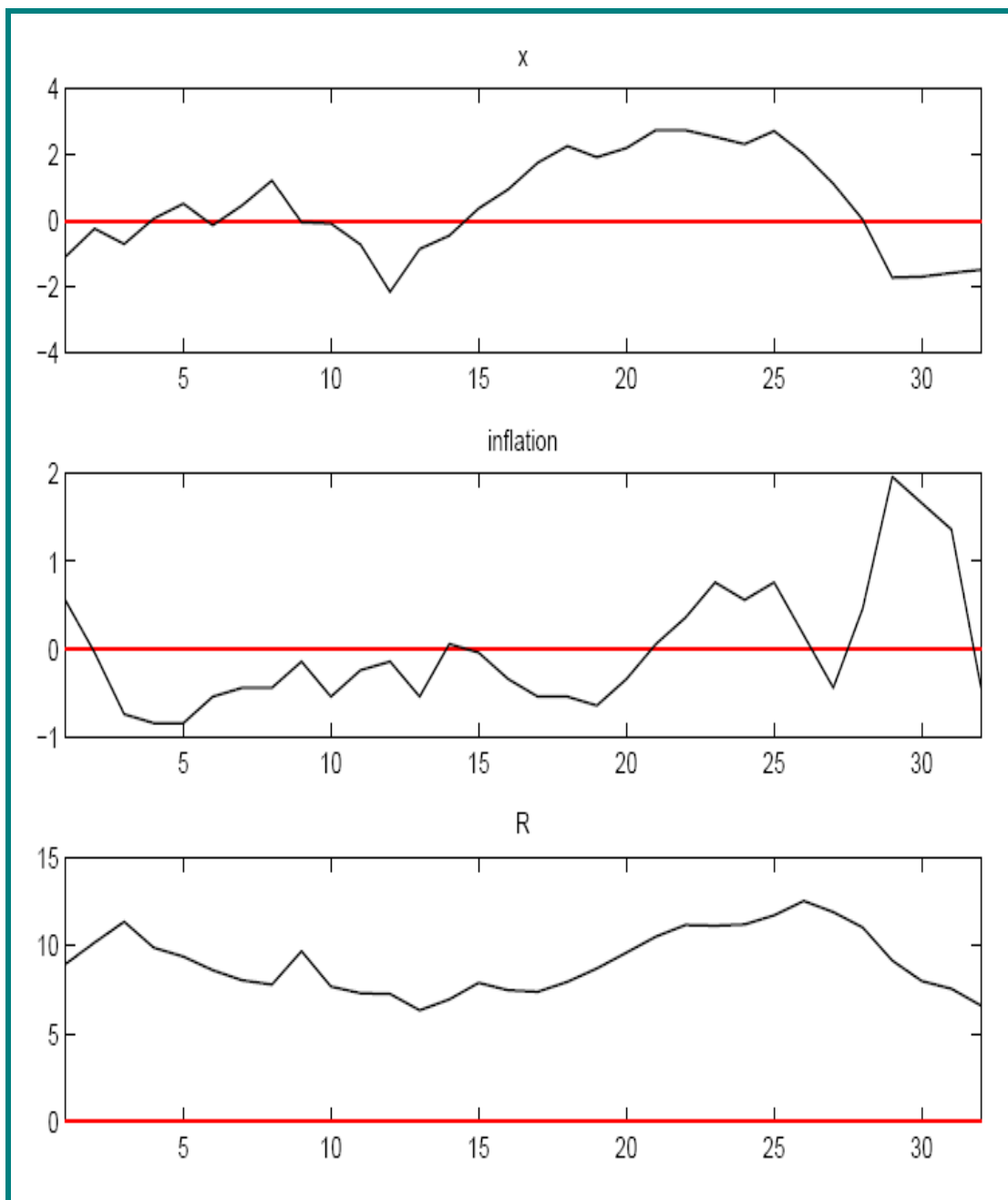


Figure D.15

Déviations standards des variables macroéconomiques 1992T1-2007T2
(en trimestre, en pourcentage)

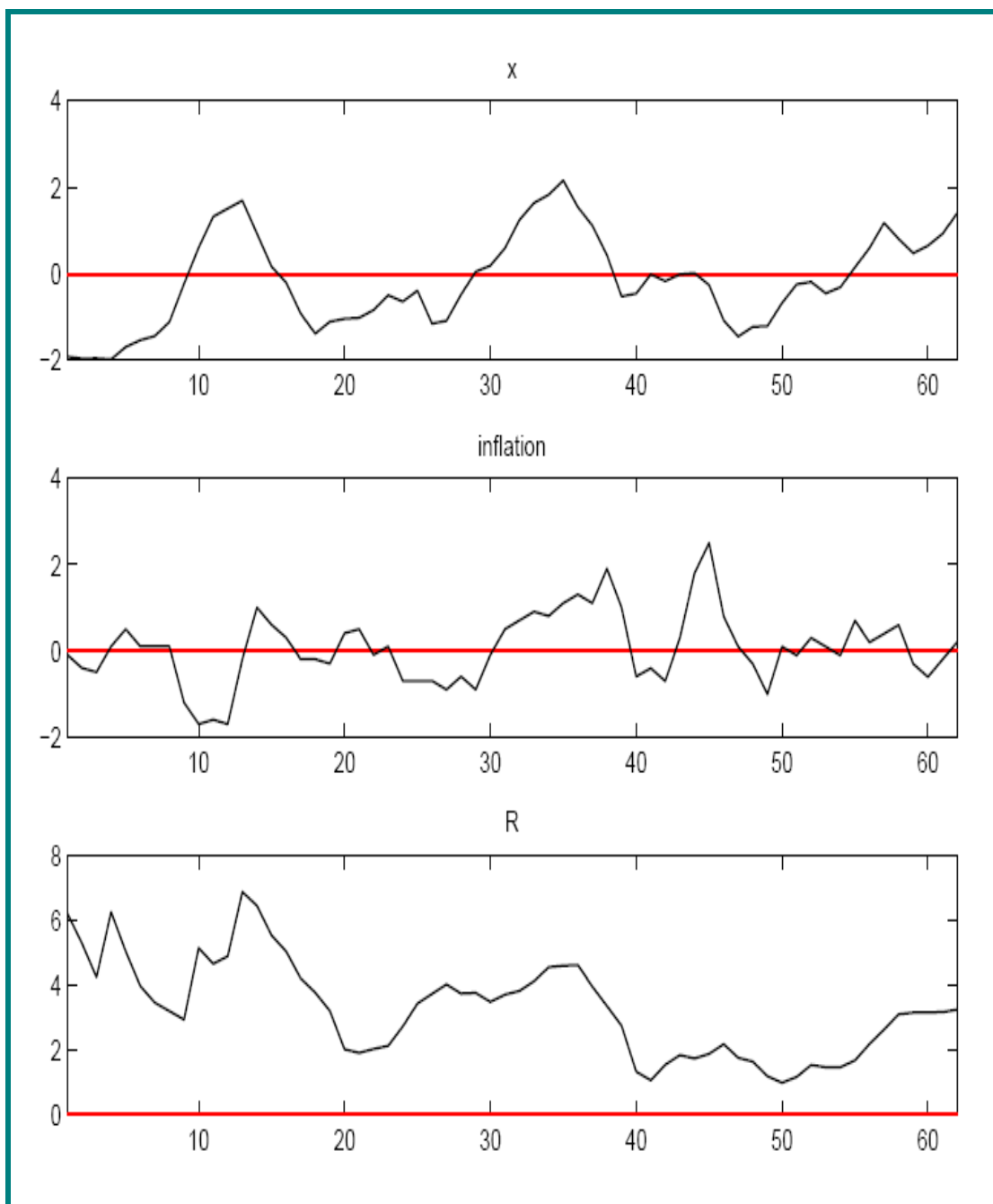


Figure D.16

Déviations standards des variables macroéconomiques 2007T3-2010T1
(en trimestre, en pourcentage)

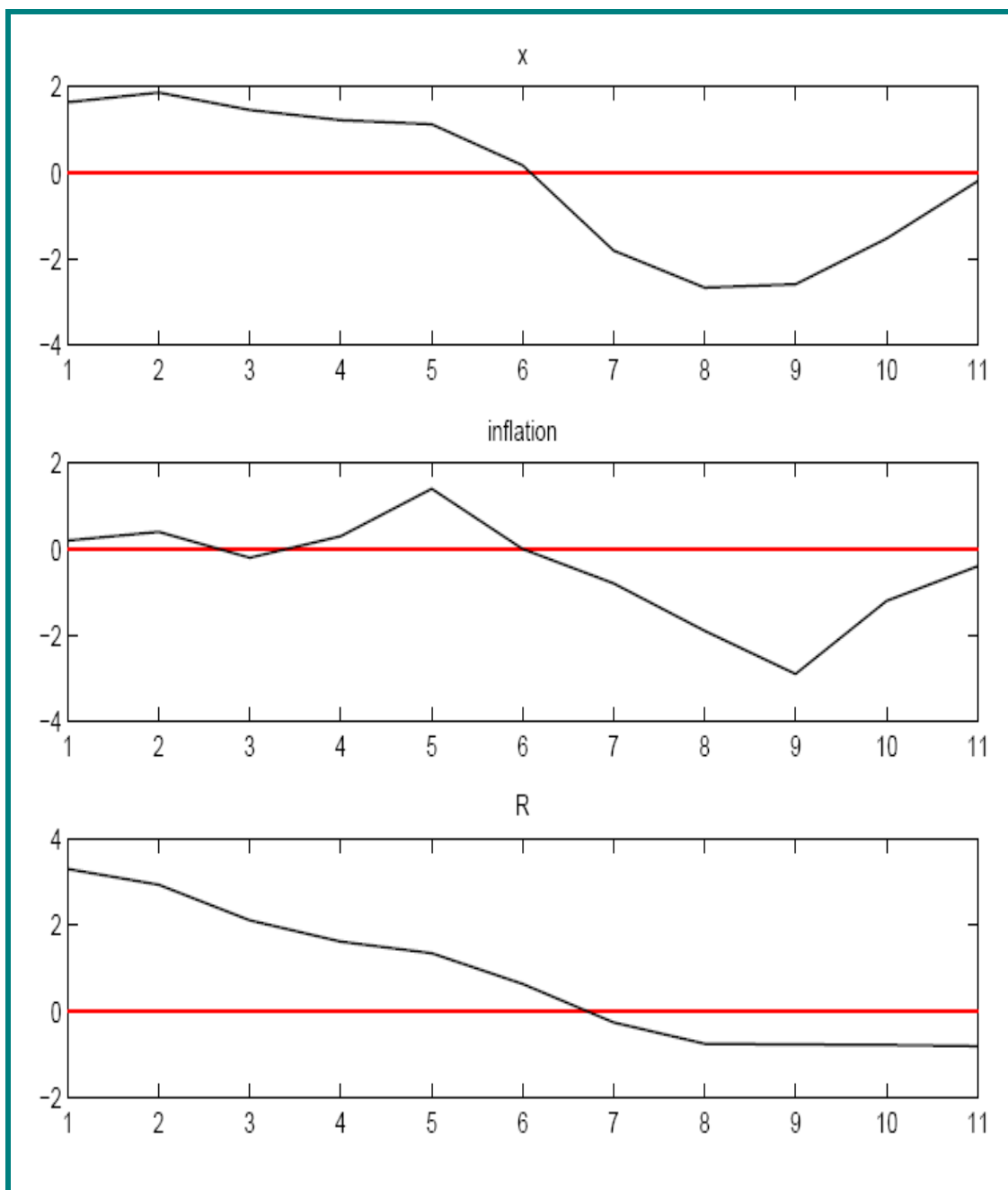
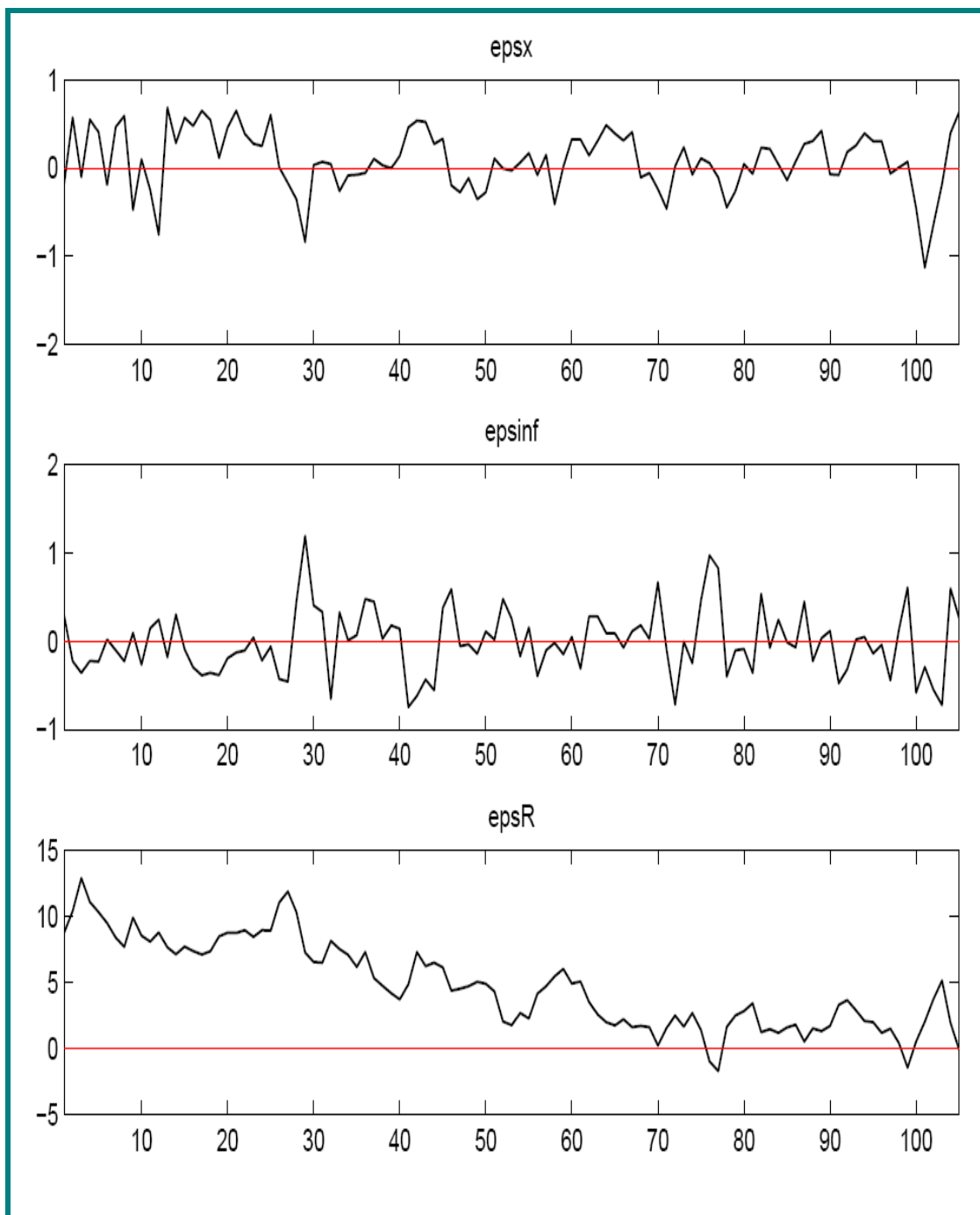


Figure D.17

Volatilité des chocs exogènes 1984T1-2010T1 (en trimestre)



APPENDICE E

CODES DYNARE

E.1 Code pour l'estimation bayésienne des paramètres du modèle

```
% Jean Paul Boketsu Bofili
% Master Paper / UQAM-Financial Economics
% Dynare code bayesian parameter's estimation
% Last modified December 12, 2010 (Dynare 4.1.0)
%-----
close all

% 1. defining variables and parameters.

var x inflation R;
varobs x inflation R;
varexo epsx epsinf epsR;

parameters beta delta alpha phi kappa rhoinf rhox sigepsx sigepsinf sigepsR;

beta=0.99;

% 2. the model

model(linear);
    x = (1-delta)*x(-1)+ delta*x(+1)-phi*(R-inflation(+1))+epsx;
    inflation = (1-alpha)*inflation(-1)+ alpha*inflation(+1)+kappa*x+epsinf;
    R = rhoinf*inflation+rhox*x+epsR;
end;

% 3. defining parameter's bounds and priors

estimated_params;

delta, beta_pdf,0.40,0.10;
alpha, beta_pdf,0.65,0.10;
phi, gamma_pdf,0.24,0.10;
kappa, gamma_pdf,0.13,0.05;
rhoinf, normal_pdf,1.50,0.20;
rhox, normal_pdf,0.50,0.15;
stderr epsx, inv_gamma_pdf,0.46,2;
stderr epsinf, inv_gamma_pdf,1.09,2;
stderr epsR, inv_gamma_pdf,0.49,2;
end;

%4. Running estimation and specifying data file

estimation(datafile=data84S5,mh_replic=20000,mh_nblocks=5,mh_drop=0.5,mh_jsc
    ale=0.2,bayesian_irf) x inflation R;
```

E.2. Code pour la simulation des déviations standards observées des variables endogènes

```
% Jean Paul Boketsu
% Master Paper / UQÀM-Financial Economics
% Dynare code for Optimal simple rule (OSR): This dynare code calculates the
% couple of realized variability of inflation and output gap which helps to
% identify the Monetary policy performance point for the period.
% Last modified December 12, 2010 (Dynare 4.1.2)
%-----
close all

% 1.Defining variables and parameters

var x inflation R;
varexo epsx epsinf epsR;
parameters beta delta alpha phi kappa rhoinf rhox sigepsx sigepsinf sigepsR;

% 2.Parameters calibration (values from estimation)
beta      =0.990;
delta     =0.365;
alpha     =0.707;
phi       =0.228;
kappa     =0.127;
rhoinf    =1.324;
rhox      =0.436;
sigepsx   =0.684;
sigepsinf=0.584;
sigepsR   =1.988;

% 3.Defining the model
model(linear);
    x   = (1-delta)*x(-1)+ delta*x(+1)-phi*(R-inflation(+1))+epsx;
    inflation = (1-alpha)*inflation(-1)+ alpha*inflation(+1)+kappa*x+epsinf;
    R   = rhoinf*inflation+rhox*x+epsR;
end;

% 4.Defining initial values, end values and shocks
% (shocks values from estimation)
initval;
    x=2;
    R=0;
    inflation=2;
end;
endval;
    x=0;
    R=0;
    inflation=0;
end;
shocks;
    var epsx=sigepsx^2;
    var epsR=sigepsR^2;
    var epsinf=sigepsinf^2;
end;

%5. Running simulation (stochastic)

stoch_simul(linear,periods=20000,simul_seed=2,relative_irf,ar=10);
```

E.3 Code pour la simulation de la règle de politique monétaire la plus optimale ainsi que des couples de variabilités optimales de l'inflation et de l'écart de production

```
% Jean Paul Boketsu Boketsu
% Master Paper / UQAM-Financial Economics
% Dynare code for Optimal simple rule (OSR): This code simulates the Optimal
% Simple Rule(OSR) for monetary policy and collects Optimal variabilities
% couples of inflation and output gap.
% Last modified December 14, 2010
%-----

close all

% 1.Defining variables and parameters

var x inflation R;
varexo eps_x eps_infl eps_R;
parameters lambda delta alpha phi kappa khi_infl khi_x gam1 gam2 gam3;

% 2.Parameters calibration (values from estimation)
delta = 0.365;
alpha = 0.707;
phi    = 0.228;
kappa  = 0.127;

% 3.Defining the model

model (linear);
    x = (1-delta)*x(-1) + delta*x(+1)-phi*(R-inflation(+1))+eps_x;
inflation = (1-alpha)*inflation(-1) + alpha*inflation(+1)+kappa*x+eps_infl;
R = khi_infl*inflation (-1) + khi_x*x(1)+gam1*eps_x+gam2*eps_infl+gam3*eps_R
end;

% 4.Defining shocks (values from estimation)

shocks;
var eps_x; stderr 0.684;
var eps_infl; stderr 0.584;
var eps_R; stderr 1.988;
end;

% 5.Defining steady state and check conditions for solution uniqueness.

/*
resid;
steady;
check;
*/

% 6.Defining central bank preference
% (relative weight on inflation and output gap from 0:0.05:1)

optim_weights;
    x 0.25;
    inflation 0.75;
end;
```

```

% 7.Defining simple rule parameters to be estimated
%   (initial values from estimation)

osr_params khi_infl khi_x  gamma1 gamma2 gamma3;

khi_infl = 1.324;
khi_x = 0.436;
gam1 = 1;
gam2 = 1;
gam3 = 1;

% 7.Runing OSR simulation (OSR command)

osr(linear, periods=20000,replic=50, drop=1000,simul_seed=1,
    relative_irf,ar=10);

```

RÉFÉRENCES

Adolfson, M., Laséen, S., Lindé, J., et Lars E.O. Svensson (2008a) « Monetary policy trade-offs in an estimated open-economy DSGE Model ». NBER, Working Paper 14510.

Adolfson, M., Laséen, S., Lindé, J., et Lars E.O. Svensson (2008b). « Optimal Monetary policy in an operational medium-sized DSGE Model ». NBER, Working Paper 14092.

Amano, R., et Malik Shukayev (2010). « La politique monétaire et la borne inférieure des taux d'intérêt nominaux ». Revue de la Banque du Canada, Été 2010.

Amano, R., et Stephen Murchison (2006). « Factor Market Structure, shifting inflation targets, and the New Keynesian Phillips Curve ». Issues in Inflation targeting, Actes du colloque tenu à la Banque du Canada en avril 2005, Ottawa, Banque du Canada, p.89-109.

Ambler, S. (2008). « Les coûts de l'inflation dans les modèles néo-keynesien ». Revue de la Banque du Canada, hiver 2008.

Ambler, S. (2009). « Cible de niveau des prix et politique de stabilisation : tour d'horizon ». Revue de la Banque du Canada, Printemps 2009.

Beyer, A. et Roger E.A. Farmer (2004). « On the indeterminacy of New-Keynesian economics ». European Central Bank, Working Paper Series, No. 323.

Arias, A., Hansen, G.D., et L.E. Ohanian (2006). « Why Have Business Cycle fluctuations Become Less Volatile? ». NBER Working Paper Series, No. 12079.

Aspergis, Nicholas (2003). « The Inflation-Output volatility trade-off : a case where anti-inflation monetary policy turns out to be successful. A historical assessment ». Journal of Policy Modeling, 25 (2003), p.881-892.

Banque Centrale Européenne (2004). « La politique monétaire de la BCE ». Banque centrale européenne, 2004.

Banque du Canada (1995-2011). « Rapport sur la politique monétaire ». Rapport trimestriel depuis 1995 à 2011. Banque du Canada. www.bankofcanada.ca

Barro, Robert J., et David B. Gordon (1983). « A positive theory of monetary policy in a natural rate model ». *Journal of Political Economy*, 91, p.589-610.

Benati, Luca. (2008). « Investigating Inflation Persistence Across Monetary Regimes ». *The Quarterly Journal of Economics*, MIT Press, vol. 123(3), p.1005-1060, August 2008.

Benati, L., et P. Surico (2006). « The Great Moderation and the “Bernanke Conjecture” ». mimeo.

Benati, L., et P. Surico (2008). « VAR Analysis and the Great Moderation ». *European Central Bank, Working Paper Series*, No. 866.

Benigno, P., et Michael Woodford (2006). « Linear-Quadratic Approximation of Optimal Policy Problem ». *NBER, Working Paper*, No. 12672.

Bernanke, Ben S. (2004). « The Great Moderation ». Remarks at the meetings of the Eastern Economic Association. Washington, DC, February 20.

Blanchard, Olivier J. et Charles M. Kahn. (1980). « The Solution of Linear Difference Models under Rational Expectations ». *Econometrica*, 48, p.1305-1311.

Blanchard, O., et J. Simons (2001). « The Long and Large Decline in U.S. Output Volatility ». *Brookings Papers on Economic Activity*, 1, p.135-174.

Boivin, J., et M. Giannoni (2006). « Has Monetary Policy Become More Effective? ». *The Review of Economics and Statistics*, MIT Press, vol. 88(3), p.445-462.

Calvo, Guillermo (1983). « Staggered Prices in a Utility Maximizing Framework ». *Journal of Monetary Economics*, 12, p.383-398.

Canova, F., and L. Gambetti (2005). « Structural changes in the US economy: Bad Luck or Bad Policy? ». *CEPR Discussion Papers* 5457. mimeo.

Canova, F., Gambetti, L., et E. Pappa (2008). « The Structural Dynamics of the U.S. Output and Inflation : What Explains the Changes? ». *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 40(2-3), p.369-388.

Castelnuovo, Efrem (2006). « Monetary policy switch, the Taylor curve, and the Great Moderation ». *Journal of Economic Literature*, January 2006.

Castelnuovo, Efrem (2007). « Assessing Different Drivers of the Great Moderation in the U.S ». *Journal of Economic Literature*, January 2007.

Cateau, G., et Stephen Murchison (2010). « Monetary Policy Rules in an Uncertain Environment ». Bank of Canada Review, Spring 2010.

Cayen, J.P., Corbet, Amy., et Patrick Perrier (2006). « An Optimized Monetary Rule for Totem ». Bank of Canada, Working Paper 2006-41.

Cayen, J.P., Gosselin, M-A., et S. Kozicki (2009). « Estimating DSGE-Model-Consistent Trends for use in Forecasting ». Bank of Canada, Working Paper No. 35.

Cecchetti, S.G., Flores-Lagunes, F., et Stefan Krause (2006). « Has Monetary Policy become more efficient? A Cross-country Analysis ». The Economic Journal, vol.116, Issue 511, p.408-433, April 2006.

Chib, S. (1995). « Marginal Likelihood from the Gibbs Output ». Journal of the American Statistical Association, Vol. 90, No. 432. (Dec., 1995), pp. 1313-1321.

Cho, S., et A. Moreno (2003). « A structural estimation and interpretation of the New Keynesian Macro Model ». Journal of Economic Literature, Working paper n°14/03.

Christiano, L., Eichenbaum, M. et C. Evans (2005). « Nominal rigidities and the dynamic effect of a shock to monetary policy ». Journal of Political Economy, 113.

Clarida, R., Galí, J., et M. Gertler (1999). « The Science of Monetary Policy : A New-Keynesian Perspective ». JEL, 37, p.1661-1707.

Clarida, R., Galí, J., et M. Gertler (2000). « Monetary Policy Rules and Macroeconomic Stability : Evidence and Some Theory ». The Quarterly Journal of Economics, February 2000, p.147-180.

Clarida, R., Galí, J., et M. Gertler (2001). « Optimal Monetary Policy in Closed versus Open Economies : An Integrated Approach ». NBER, Working Paper Series, No.8604.

Cogley, T., et T. J. Sargent (2005). « Drift and Volatilities: Monetary Policies and Outcomes in the Post WWII US ». Review of Economic Dynamics 8(2), p.262-302

Côté, D., Kuszczak, J., Lam, J.P., Liu, Y., et Pierre St-Amant (2002). « The performance and robustness of simple monetary policy rules in models of Canadian Economy ». Bank of Canada, Technical Report n°92, 2002.

Côté, D., Lam, J.P., Liu, Y., et Pierre St-Amant (2002). « Le rôle des règles simples dans la conduite de la politique monétaire au Canada ». Revue de la Banque du Canada, Été 2002.

Dennis, Richard (2004). « Solving for optimal simple rules in rational expectations models ». *Journal of Economic Dynamics & Control*, 28, p.1635-1660.

Dennis, Richard (2005). « Specifying and estimating new Keynesian models with instrument rules and optimal monetary policy ». Federal Reserve Bank of San Francisco, Working Paper Series, No. 2004-17.

Dennis, Richard (2007). « Optimal policy in rational expectations models : New Solution Algorithms ». *Macroeconomic Dynamics*, vol. 11, p.31-55.

DYNARE software disponible à www.dynare.org

Fernández-Villaverde, Jesús (2009). « The Econometrics of DSGE Models ». NBER, Working Paper Series, No.14667.

Fernández-Villaverde, Jesús. et Juan F. Rubio-Ramírez (2001). «Comparing Dynamic Equilibrium Models to Data». PIER Working Paper 01-037, University of Pennsylvania.

Fernández-Villaverde, Jesús. et Juan F. Rubio-Ramírez (2007). « How Structural Are Structural Parameters ». NBER Working Paper, No. 13166, June 2007.

Frowen, F. Stephen (1993). (Ed). « Monetary theory and monetary policy : New tracks for 1990s ». New York, St Martin's Press, 1993. 367p.

Fuhrer, J. C. (1996). « Towards a compact, empirical-verified rational expectations model for Monetary Policy Analysis ». mimeo

Fuhrer, J. C. (1997). « Inflation/Output Variance Trade-Offs and Optimal Monetary Policy ». *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol 29, No.2, p.214-23.

Fuhrer, J.C., et G.D. Rudebusch (2004). « Estimating the Euler Equation for Output ». *Journal of Monetary Economics*, 51(6), p.1133-1153.

Galí, J., et L. Gambetti (2009). « On the Sources of the Great Moderation ». *American Economic Review. Macroeconomics*, vol. 1, No.1, January 2009.

Galí, J., et Mark Gertler (1999). « Inflation Dynamics : A Structural Econometric Analysis ». *Journal of Monetary Economics*, 44 (1999), p.195-222.

Galí, J., Mark Gertler, et J.D. López-Salido (2003). « European Inflation Dynamics ». *European Economic Review*, 45, p.1237-1270.

Galí, Jordi (2001). « New perspectives on Monetary Policy, Inflation, and Business cycle ». World Congress of Econometric Society, August 2000.

Galí, Jordi (2008). (Ed.). « Monetary policy, Inflation, and Business cycle. An Introduction to the New Keynesian Framework ». Princeton University Press, 2008.

Giordani, Paolo et Paul Söderlind (2004). « Solution of macromodels with Hansen-Sargent robust policies: some extensions ». *Journal of Economic Dynamics and Control*, Elsevier, vol. 28(12), p.2367-2397, December.

Goodfriend, Marvin (2004). « Monetary Policy in the New Neoclassical Synthesis : A Primer ». *Economic Quarterly*, vol 90/3, p.21-45.

Goodfriend, Marvin et Robert G. King (1997). « The New Neoclassical Synthesis and the Role of Monetary Policy ». Federal Bank of Richmond, Working paper Series, No.98-05.

Hamilton, James D. (1983). « Oil and the Macroeconomy Since World War II ». *Journal of Political Economy*, 91, p.228-248

Handa, Jagdish (2000). (Ed.). « Monetary Economics ». London, New York. Ed. Rotledge.

Honjo, Keiko et Benjamin Hunt. (2006). « Stabilizing Inflation in Iceland ». *International Monetary Fund Working Paper*. European Department. WP/06/262.

Hornstein, Andreas (2008). « Introduction to the New Keynesian Philips curve ». *Economic Quarterly*, vol. 94/4, p.301-309.

Ireland, Peter N. (2004). « A method for taking models to the data ». *Journal of Economic Dynamics & Control*, 28, p.1205-1226.

James, O. Berger., Luis R. Pericchi, J. K. Ghosh, Tapas Samanta, Fulvio De Santis, J. O. Berger et L. R. Pericchi. (2001). «Objective Bayesian Methods for Model Selection: Introduction and Comparison». *IMS Lectures Notes, Monograph Series* (2001), p135-207.

Juillard, Michel et Tarik Ocaktan. (2007). « Méthodes de simulation des modèles stochastiques d'équilibre général ». 30 avril 2007. www.cepremap.ens.fr

Justiniano, A., et G.E. Primiceri (2006). « The time-varying volatility of macroeconomic fluctuations ». *NBER, Working Paper Series*, No.12022.

King, Robert G. (2000). « The New IS-LM model : Language, Logic, and Limits ». *Economic Quarterly*, vol. 86/3.

King, Robert G. et Alexander L. Wolman. (2004). « Monetary Discretion, Pricing Complementarity, and Dynamic Multiple Equilibria ». *The Quarterly Journal of Economics*, MIT Press, vol. 119(4), p.1513-1553, November 2004.

Kurman, A. (2005). « Quantifying the Uncertainty about a Forward-Looking New Keynesian Pricing Model ». *Journal of Monetary Economics*, vol. 52(6), p.1119-1134.

Kydland, F.E., et E. Prescott (1977). « Rules Rather Than Discretion: The Inconsistency of Optimal Plans ». *Journal of Political Economy*, 85, p.473-493.

Landais, Bernard (2008). (Éd.). « Leçons de politique monétaire ». Bruxelles, De Boeck. 2008.

Lee, Jim (2004). « The inflation-Output variability Trade-off : OECD Evidence ». *Contemporary Economic Policy*, vol.22, No.3, July 2004, p344-356.

Levin, A., V. Wieland, et J.C. Williams (1999). « Robustness of Simple Monetary Policy Rules Under Models Uncertainty ». dans Taylor, J.B. (2001). (Éd.). « Monetary Policy Rules ». Éd. Chicago, University of Chicago Press, p263.

Longworth, David (2002). « Inflation and the Macroeconomy : Change from the 1980s to the 1990s ». *Bank of Canada Review*, Spring 2002.

Lubik, T.A., et Frank Schorfheide (2003). « Computing Sunspot Equilibria in Linear Rational Expectations Models ». *Journal of Economic Dynamics and Control*, 28(2), November 2003, p273-285.

Lubik, T.A., et Frank Schorfheide (2004). « Testing for Indeterminacy: An Application to U.S. Monetary Policy ». *American Economic Review*, 94(1), p190-219.

Mankiw, N. Gregory (1994). (Éd.). « Monetary policy ». University of Chicago Press, Chicago, 1994.

McCallum, B. (1999). « Issues in the design of monetary policy rules », dans Taylor, J.B., et M. Woodford (1999). *Handbook of Macroeconomics*, North-Holland, New York, p1483-1524.

McCallum, B. (2001). « Monetary policy analysis in models without money ». *Review*, Federal Reserve Bank of St. Louis, issue Jul, p145-164.

McCaw, Sharon et K.H. Morka (2005). « Monetary Policy and the Trade-off between inflation and output variability ». *Economic Bulletin*, Norges Bank, 2005-01.

Mendes, R., et S. Murchison (2010). « Declining Inflation Persistence in Canada: Causes and Consequences ». *Bank of Canada Review*, Winter 2009-2010.

Milani, Fabio (2007). « Expectations, Learning and Macroeconomic Persistence ». *Journal of Monetary Economics*, 54, p.2065-2082.

Mishkin, S. Frederick (2007). « Monetary policy strategy ». Cambridge, MIT Press, London, 549p.

Murchison, S., et A. Rennison (2006). « TOTEM : The Bank of Canada's New Quaterly Projection Model ». Bank of Canada, Technical Report No. 97.

Murchison, Stephen (2010). « Price-Level Targeting and Relative-Price Shocks ». *Bank of Canada Review*, summer 2010.

Prescott, E.C. (1977). « Should control theory be used for economic stabilisation? ». in *Optimal policies, control theory and technology exports*, ed. By K. Brunner and A.H. Meltzer. Amsterdam, North Holland.

Primiceri, G. (2005). « Time Varying Structural Vector Autoregressions and Monetary Policy ». *Review of Economic Studies*, 72, p821-852.

Rabanal, Pau. (2006). « Does Inflation increase after a monetary policy tightening ? Some answers based on an estimated DSGE model ». mimeo.

Rabanal. Pau. et Juan F. Rubio-Ramírez (2003). «Comparing New Keynesian Models for Business Cycle : A Bayesian Approach. Federal Reserve Bank of Atlanta, Working Paper Series 2001-22a, February 2003.

Ragan, C. (2007). « L'importance de la politique monétaire : une perspective canadienne ». *Revue de la Banque du Canada*, Hiver 2006-2007.

Rotemberg, Julio J., et M. Woodford (1998). « An Optimization-based Econometric Framework for the Evaluation of Monetary Policy ». (Expanded version). NBER. Technical Working Paper Series, No.233.

Rudebusch, Glenn D., et E.O. Lars Svensson (2001). « Policy Rules for Inflation Targeting », dans Taylor, John B. (2001). (Éd), p.203-262.

Satyajit, Chatterjee (2002). « The Taylor Curve and the Unemployment-Inflation tradeoff ». *Business Review* 2002, 3rd Quater, p.26-33.

Schorfheide, Frank (2000). « Loss Function-Based Evaluation of DSGE Models ». *Journal of Applied Econometrics*, 15, p.145.

Schorfheide, Frank (2008). « DSGE Model-Based Estimation of the New Keynesian Phillips Curve ». *Economic Quarterly*, vol. 9, No. 4, Fall 2008, p.397-433.

Schmitt-Grohé, S. et Martín Uribe. (2004). « Solving dynamic general equilibrium models using a second-order approximation to the policy function ». *Journal of Economic Dynamics & Control* 28 (2004), p.755 – 775.

Schmitt-Grohé, S. et Martín Uribe. (2008). « Policy implications of the New Keynesian Phillips curve ». *Economic Quarterly*, Federal Reserve Bank of Richmond, issue Fall, pages 435-465.

Sims, Christopher (2002). « Solving Linear Rational Expectations Models ». *Computational Economics*, 20, p.1-20.

Smets, Frank et R. Wouters (2003). « An Estimated Stochastic Dynamic General Equilibrium Model for the Euro Area ». *Journal of the European Economic Association*, 1 (5), p.1123-1175.

Söderlind, P. (1999). « Solution and estimation of RE macromodels with optimal policy ». *European Economic Review*, 43, p.813-823.

Srour, G. (2003). « Some Notes on Monetary Policy Rules Under Uncertainty ». Bank of Canada, Working Paper 2003-16.

Stock, J., et M. Watson (2003). « Has the Business Cycle Changed? Evidence and Explanations ». Federal Reserve Bank of Kansas City, August 2003 (expanded version).

Summers, Peter M. (2005). « What Caused The Great Moderation. Some Cross-Country Evidence ». Federal Reserve Bank of Kansas, *Economic Review*, Third Quarter 2005.

Taylor, John B. (1979). « Estimation and Control of Macroeconomic Model with Rational Expectations ». *Econometrica*, vol. 47, No.5, p.1267-1286.

Taylor, John B. (1980). « Aggregate Dynamics and Staggered Contracts ». *Journal of Political Economy*, University of Chicago Press, vol. 88(1), pages 1-23, February.

Taylor, John B. (1993). « Discretion versus Policy Rules in Practice ». *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 39, p.195-214.

Taylor, John B. (1994). « The inflation /Output Variability Trade-off Revisited », dans Goals, Guidelines, and Constraints Facing Monetary Policymakers. Federal Reserve Bank of Boston Conferences Series, No. 38, 1994, P.21-38.

Taylor, John B. (1999). « The robustness and efficiency of monetary policy rules as guidelines for interest rate setting by the European central bank ». Journal of Monetary Economics, Elsevier, vol. 43(3), p.655-679, June.

Taylor, John B. (2001a). (Ed.). « Monetary Policy Rules ». University of Chicago Press, 2001, 458p.

Taylor, John B. (2001b). « A Historical Analysis of Monetary Policy Rules », dans Taylor, John B. (2001a).

Taylor, John B., et V. Wieland (2009). « Surprising Comparative Properties of Monetary Models : Results from a New Data Base ». NBER, Working Papers Series, No.14849.

Ulrich, Bindseil (2008). « Monetary Policy : Theory, Past, Present ». Oxford University Press.

Walsh, E. Carl (1998). « The New Output-Inflation Trade-off ». Federal Reserve Bank of San Francisco, Economic Letter, No. 98-04.

Walsh, E. Carl (2003). « Monetary Theory and Policy ». 2nd edition, Cambridge, MIT Press, London, 612p.

Wolman, A. L. (2001). « A Primer on Optimal Monetary Policy with Staggered Price-setting ». Economic Quarterly, vol. 87/4, p.27-47.

Woodford, M. (1999a). « Inflation Stabilisation and welfare ». Princeton university, June 1999. (Non publié).

Woodford, M. (1999b). « Optimal monetary policy inertia ». NBER Working Paper Series, No. 7261, July 1999.

Woodford, M. (2001). « The Taylor Rule and Optimal Monetary Policy ». Princeton University, January. Mimeo.

Woodford, M. (2002a). « Interest and Prices ». Princeton, Princeton University Press.

Woodford, M. (2002b). « Inflation Stabilization and Welfare ». The B.E. Journal of Macroeconomics, Berkeley Electronic Press, vol. 0 (1).

