

UNIVERSITÉ DU QUÉBEC À MONTRÉAL

TROIS ESSAIS SUR LA PERSISTANCE INFLATIONNISTE ET LA
DYNAMIQUE CYCLIQUE : LE RÔLE CENTRAL DES RIGIDITÉS
NOMINALES ET DE LA STRUCTURE DE PRODUCTION EN BOUCLE

THÈSE

PRÉSENTÉE

COMME EXIGENCE PARTIELLE

DU DOCTORAT EN ÉCONOMIQUE

PAR

SALAHEDDINE EL OMARI

JANVIER 2014

REMERCIEMENTS

Tout à bord, je tiens à remercier Dieu qui m'a donné la force et la santé pour achever mon doctorat. Ensuite, je voudrais remercier, Louis Phaneuf, mon directeur de thèse qui fut, au cours des six années qui viennent de s'écouler, bien plus qu'un directeur. Je crois même ne plus savoir pourquoi je dois le remercier tant il fut important, sans doute pour tout. Travailler sous sa direction est une école de rigueur et de curiosité scientifique, de disponibilité et d'enthousiasme. Enfin, de tout mon coeur, merci d'avoir toujours su insuffler l'envie d'apprendre et de m'avoir supporté financièrement et moralement durant mes études doctorales.

Je suis également reconnaissant à tous les professeurs qui m'ont enseigné au Département des sciences économiques de l'UQAM. Je ne saurais oublier mes amis à l'Université du Québec à Montréal dont en particulier Ajmi Ben Khalifa, Kamel Zeghba, Sègnon AGUEY, Boubacar Diallo, ainsi que le personnel administratif du Département des sciences économiques de l'UQAM dont je cite en particulier Josée Parenteau, Martine Boisselle, Jacinthe Lalonde, Julie Hudon, Francine Germain et Lorraine Brisson. Je tiens à remercier également mon collègue et mon ami Stéphane Demers pour son aide et son soutien moral.

J'associe à ces pensées mes soeurs Asma, Safaa et Sanaa et mon frère Yassine. C'est à mes parents que je pense au moment où j'écris ces quelques lignes. Avec beaucoup d'Amour ! Merci mes parents pour votre soutien inconditionnel et votre amour.

TABLE DES MATIÈRES

REMERCIEMENTS	ii
LISTE DES FIGURES	vi
LISTE DES TABLEAUX	ix
RÉSUMÉ	x
INTRODUCTION	1
CHAPITRE I	
THE MULTIPLIER FOR PRICE STICKINESS IN THE NEW KEYNESIAN MODEL	7
1.1 Introduction	7
1.2 The Model	12
1.2.1 The Model	12
1.2.2 Monopolistically Competitive Households and Staggered Wage Deci- sions	15
1.2.3 Endogenous Monetary Policy	16
1.2.4 Equilibrium and Market-Clearing Conditions	17
1.3 Parameter Calibration	18
1.4 Staggered Price-Setting and the MPS	21
1.4.1 Short-Run Inflation Dynamics	21
1.4.2 Real Persistence	25
1.4.3 Shortcomings	29
1.5 Adding Sticky Wages	30
1.5.1 Robustness Analysis	32
1.6 Neutral and Investment-Specific Technology Shocks	35
1.7 Conclusion	37
CHAPITRE II	

UNE RÉÉVALUATION DES EFFETS D'UNE TENDANCE INFLATIONNISTE POSITIVE DANS LE MODÈLE NÉO-KEYNÉSIEEN	53
2.1 Introduction	53
2.2 Le modèle	56
2.2.1 Les firmes	56
2.2.2 Les ménages	60
2.2.3 Le gouvernement	61
2.2.4 Agrégation	62
2.3 Calibration	62
2.4 Modèle Ascari (2004)	64
2.5 Coûts d'Ajustement d'Investissement et Boucle de Production	65
2.5.1 L'ajout de coûts d'ajustement d'investissement	65
2.5.2 Coûts d'Ajustement d'Investissement et Production en Boucle	67
2.6 Analyse de Sensibilité	69
2.6.1 Sensibilité des Résultats à la Variation de la Part de l'Input Intermédiaire	69
2.6.2 Sensibilité des Résultats à la Variation de l'Élasticité de Substitution Entre les Biens Différenciés	70
2.7 Conclusion	72
CHAPITRE III	
LE MODÈLE DSGE À RIGIDITÉS NOMINALES : UNE RÉCONCILIATION DES POINTS DE VUE NÉOCLASSIQUE ET NÉO KEYNÉSIEEN	83
3.1 Introduction	83
3.2 Le modèle	88
3.2.1 Les firmes	89
3.2.2 Les ménages	93
3.2.3 Formes fonctionnelles retenues	96
3.2.4 Le gouvernement	96
3.2.5 Agrégation	97
3.3 Paramétrisation	98
3.4 Sensibilité des résultats de CEE à l'hypothèse d'indexation	100
3.4.1 Modèle CEE	100

3.4.2	CEE sans clause d'indexation des prix et des salaires	100
3.5	Boucle de Production et Tendance Inflationniste Positive	102
3.5.1	Modèle CEE sans indexation avec tendance d'inflation positive . . .	102
3.5.2	Modèle CEE avec indexation et structure de production en boucle .	104
3.5.3	Modèle CEE sans clause d'indexation avec production en boucle . .	104
3.5.4	Modèle CEE avec production en boucle et tendance inflationniste positive	106
3.6	Conclusion	107
	BIBLIOGRAPHIE	120

LISTE DES FIGURES

Figure	Page
1.1 Roundabout Production, Sticky Prices and the MPS	43
1.2 Policy Inertia and the MPS	44
1.3 Sticky Prices and Habit Formation	45
1.4 Roundabout Production, Sticky Prices and Sticky Wages	46
1.5 Backward vs Forward-Looking Policy Rules	47
1.6 High Frequency of Price Reoptimization	48
1.7 Low Frequency of Wage Reoptimization	49
1.8 Hump-Shaped Response of Inflation	50
1.9 The Effects of Neutral Technology Shocks	51
1.10 The Effects of Investment-Specific Shocks	52
2.1 Sentier de réponse de l'output à un choc de 1% sur la croissance de la monnaie. Taux annuel d'inflation tendancielle : (i) 0 ; (ii) 2.5% ; (iii) 5% ; (iv) 7.5% ; (v) 10%.	74
2.2 Sentier de réponse de l'investissement à un choc de 1% sur la croissance de la monnaie. Taux d'inflation tendancielle : (i) 0 ; (ii) 2.5% ; (iii) 5% ; (iv) 7.5% ; (v) 10%.	75
2.3 Écart en % par rapport à l'état stationnaire à taux d'inflation tendancielle nul.	76
2.4 Sentier de réponse de l'output à un choc de 1% sur la croissance de la monnaie. Taux d'inflation tendancielle : (i) 0 ; (ii) 2.5% ; (iii) 5% ; (iv) 7.5% ; (v) 10% (modèle d'Ascari avec coûts d'ajustement sur l'investissement).	77
2.5 Sentier de réponse de l'investissement à un choc de 1% sur la croissance de la monnaie. Taux d'inflation tendancielle : (i) 0 ; (ii) 2.5% ; (iii) 5% ; (iv) 7.5% ; (v) 10% (modèle d'Ascari avec coûts d'ajustement sur l'investissement).	78

2.6	Sentier de réponse de l'output à un choc de 1% sur la croissance de la monnaie. Taux d'inflation tendancielle : (i) 0 ; (ii) 2.5% ; (iii) 5% ; (iv) 7.5% ; (v) 10% (modèle d'Ascari avec coûts d'ajustement sur l'investissement et structure de production en boucle).	79
2.7	Écart en % par rapport à l'état stationnaire de l'output à taux d'inflation tendancielle nul.	80
2.8	Écart en % par rapport à l'état stationnaire de l'output à taux d'inflation tendancielle nul.	81
2.9	Écart en % par rapport à l'état stationnaire de l'output à taux d'inflation tendancielle nul.	82
3.1	Sentiers de réponse donnés par le modèle CEE suite à un choc monétaire expansionniste.	110
3.2	Sentiers de réponse suite à un choc monétaire expansionniste.	111
3.3	Autocorrélation du taux de croissance de l'output	112
3.4	Autocorrélation de l'inflation	112
3.5	Sentiers de réponse suite à un choc monétaire expansionniste. Les lignes continues sont les sentiers du modèle CEE sans clause d'indexation, avec tendance d'inflation nulle ($\bar{\pi} = 1.00^{1/4}$) et les lignes avec étoiles sont les sentiers du modèle CEE sans clause d'indexation, avec tendance d'inflation positive ($\bar{\pi} = 1.04^{1/4}$).	113
3.6	Autocorrélation du taux de croissance de l'output	114
3.7	Autocorrélation de l'inflation	114
3.8	Sentiers de réponse suite à un choc monétaire expansionniste, le cas du modèle CEE avec production en boucle.	115
3.9	Sentiers de réponse suite à un choc monétaire expansionniste, le cas du modèle CEE avec production en boucle et sans clause d'indexation.	116
3.10	Autocorrélation du taux de croissance de l'output	117
3.11	Autocorrélation de l'inflation	117
3.12	Sentiers de réponse suite à un choc monétaire expansionniste. Les lignes continues sont les sentiers du modèle CEE avec production en boucle, sans clause d'indexation ($\bar{\pi} = 1.00^{1/4}$) et les lignes discontinues sont les sentiers du modèle CEE avec production en boucle, sans clause d'indexation ($\bar{\pi} = 1.04^{1/4}$).	118

3.13 Autocorrélation du taux de croissance de l'output	119
3.14 Autocorrélation de l'inflation	119

LISTE DES TABLEAUX

Tableau	Page
1.1 Calibrated Parameter Values	39
1.2 U.S. Autocorrelations of Wage and Price Inflation (1959 :I to 2007 :III) .	40
1.3 Autocorrelations of Price Inflation in Alternative Models	40
1.4 Autocorrelations of Wage Inflation in Alternative Models	41
1.5 Autocorrelations of the Growth Rates of U.S. Aggregate Quantities (1959 :I- 2007 :III)	41
1.6 Autocorrelations of the Growth Rates of Aggregate Quantities in Alter- native Models.	42
3.1 Calibration : Modèle de référence (CEE)	109
3.2 Autocorrélations d'inflation aux États-Unis (1959 :I au 2007 :III)	109

RÉSUMÉ

Cette thèse se compose de trois chapitres qui portent sur la persistance inflationniste et la dynamique cyclique. Son objectif principal est de montrer le rôle central joué par les rigidités nominales et la structure de production en boucle (roundabout production structure) dans les modèles d'équilibre général dynamiques et stochastiques (DSGEs).

Dans le premier chapitre, nous proposons un modèle DSGE qui explique mieux l'autocorrélation positive de l'inflation américaine et la persistance des agrégats macroéconomiques en réponse aux chocs de politique monétaire. Notre modèle est parfaitement consistant avec le comportement optimisateur des ménages et des firmes et ne repose pas sur l'utilisation des termes *ad hoc* au niveau de la Courbe de Phillips Néo Keynésienne (NKPC). Il exploite une forte interaction entre la structure de production en boucle, des rigidités nominales et la composante inertielle de la politique monétaire qui donne lieu à un multiplicateur de rigidité des prix dans l'esprit de Basu (American Economic Review, 1995).

Dans le deuxième chapitre, nous proposons une réévaluation plus rigoureuse des effets de la tendance d'inflation sur les propriétés du modèle néo-keynésien en nous appuyant sur une version améliorée du modèle d'Ascari (2004). Comme améliorations, nous proposons l'ajout de deux frictions réelles importantes à ce modèle, à savoir les coûts d'ajustement sur l'investissement et une structure de production en boucle. Les résultats obtenus montrent que l'omission de certains ingrédients théoriques importants a largement faussé les résultats obtenus jusqu'à maintenant dans ce type de littérature. En effet, les résultats montrent que le modèle néo-keynésien standard sans frictions réelles surestime les effets macroéconomiques de court terme d'un taux d'inflation tendanciel non nul et sous-estime ses effets de long terme.

Les modèles néo-keynésiens modernes ont été sévèrement critiqués au cours des dernières années, notamment parce qu'ils incorporent certains ingrédients théoriques sans fondements microéconomiques. Le troisième chapitre confirme d'abord la validité de ces critiques en montrant que les résultats obtenus par Christiano, Eichenbaum et Evans (2005) reposent lourdement sur une clause d'indexation des prix et salaires injustifiable d'un point de vue néoclassique. Ensuite, il propose une version améliorée de leur modèle en y incorporant une boucle de production et une tendance positive d'inflation. Ce modèle est entièrement compatible avec la dynamique inflationniste et réelle sans avoir à recourir à aucun ingrédient théorique *ad hoc*. Il permet une réconciliation des perspectives néoclassique et néo-keynésienne en matière de modélisation macroéconomique.

Mots clés: Rigidités nominales, frictions réelles, structure de production en boucle, modèle néo-keynésien, persistance inflationniste, multiplicateur de rigidité des prix, inflation tendancielle, termes ad hoc, mécanisme endogène.

INTRODUCTION

Les modèles d'équilibre général dynamique à prix rigides sont devenus un important outil de prévision et d'analyse de la politique monétaire dans le milieu universitaire et les banques centrales. Cependant, le modèle néo-keynésien à prix rigides de base est incapable d'expliquer l'inertie de l'inflation (Nelson, 1998 ; Gali et Gertler, 1999) et la persistance des agrégats macroéconomiques en réponse aux chocs monétaires (Chari, Kehoe et McGrattan, 2000 ; Estrella et Fuher, 2002). En effet, la présence des rigidités nominales dans ce type de modèles représente une source limitée de persistance réelle en réponse aux chocs monétaires contrairement aux preuves empiriques nombreuses témoignant d'effets très persistants et en forme de cloche ("hump-shaped) des chocs monétaires sur les variables macroéconomiques réelles (Barro, 1978 ; Mishkin, 1982 ; Galí, 1992 ; Bernanke et Mihov, 1998 ; Christiano, Eichenbaum et Evans, 1999 ; Romer et Romer, 2004).

Ces carences des modèles avec microfondements et rigidités nominales posent un défi de taille aux macroéconomistes qui consiste à identifier les causes de la dynamique inflationniste et cyclique. Cette recherche a donné lieu à des raffinements théoriques qui sont à l'origine de "la nouvelle macroéconomie néo-keynésienne". Deux directions ont été prises pour améliorer les modèles néo-keynésiens.

La première suggère l'introduction de nouveaux mécanismes dans le modèle néo-keynésien à rigidités nominales afin de l'aider à expliquer les faits stylisés sus-mentionnés. Ces mécanismes incluent la fixation de prix selon un comportement de type "rule-of-thumb" (Galí et Gertler, 1999) et l'indexation backward de prix et de salaires (Christiano, Eichenbaum et Evans, 2005 ; Smets et Wouters, 2007 ; Justiniano et Primiceri, 2008). Ces deux mécanismes améliorent la persistance des variables nominales et réelles en réponse aux chocs de politique monétaire. Cependant, ils sont ad hoc et donc sans fondement

microéconomique.

Une autre série de travaux a tenté d'introduire une cible d'inflation variable dans le temps dans les modèles DSGE pour les aider à répliquer les faits stylisés. L'hypothèse d'une cible d'inflation variable dans le temps introduite dans les modèles d'Ireland (2007) et de Cogley et Sbordone (2008) a permis de répliquer l'inertie de l'inflation sans faire appel aux clauses d'indexation *ad hoc*. Cependant, selon West (2007), le processus déterminant l'évolution de la cible d'inflation ou de la tendance inflationniste est exogène (*ad hoc*).

Ces deux directions se sont appuyées sur des ingrédients théoriques *ad hoc* ou sans fondements microéconomiques, et ce, dans le but de remédier aux lacunes du modèle néo-keynésien standard. Chari, Kehoe et McGrattan (2009) soulignent que ces hypothèses sont sans fondements microéconomiques, et donc irrecevables d'un point de vue plus néoclassique.

Le but de cette thèse est alors d'innover dans cette voie et de tenter de faire avancer le domaine de recherche en essayant de trouver de nouvelles sources de persistance d'inflation et d'output dans le cadre d'un modèle DSGE parfaitement consistant avec le comportement optimisateur des ménages et des firmes et ne reposant pas sur l'utilisation de composantes théoriques *ad hoc*.

Le premier chapitre propose une théorie alternative de la dynamique de l'inflation à court terme et de la persistance des agrégats agrégés qui n'exige pas l'utilisation de termes backward-looking arbitraires. Ainsi, nous proposons un modèle utile pour l'analyse de la politique monétaire, lequel est complètement consistant avec l'hypothèse des anticipations rationnelles et le comportement optimisateur des ménages et des firmes. Tout en incorporant une courbe NKPC purement forward-looking, notre modèle met l'accent sur un mécanisme appelé le multiplicateur de rigidités de prix (MRP) dans l'esprit de Basu (1995). En travaillant à partir d'un modèle état-dépendant avec concurrence imparfaite entre les firmes, coûts de menu, une politique monétaire exogène et sans accumulation de capital, Basu (1995) montre que l'interaction entre les inputs intermédiaires utilisés dans une structure de production input-output et des rigidités des prix donne lieu à un

MRP.

Ce chapitre offre une analyse théorique et une évaluation quantitative du MRP dans le cadre d'un modèle DSGE moderne. En effet, il examine l'interaction entre la structure de production en boucle, les rigidités nominales et l'inertie de la politique monétaire dans un modèle DSGE à rigidités nominales et frictions réelles. Le modèle utilisé incorpore une structure de production en boucle ("roundabout production"), une formation d'habitudes en consommation, des coûts d'ajustement sur l'investissement, une utilisation variable de capital, des rigidités de prix et des salaires à la Calvo et une règle de politique monétaire endogène à la Taylor.

Les résultats obtenus montrent que le MRP est un canal important de transmission monétaire. Il joue un rôle central dans la génération des réponses persistantes et en forme de cloche de l'output, de la consommation, de l'investissement et des heures en réponse à un choc monétaire même en présence d'une fréquence élevée d'ajustement des prix. Ces résultats offrent une réponse à la critique de CKM (2000), à savoir que les modèles néo-keynésiens sont incapables de générer un "multiplicateur contractuel" ("contract multiplier") élevé par rapport à l'output. En outre, les réponses obtenues sont largement consistantes avec la littérature empirique sur les effets des chocs monétaires (Barro, 1978 ; Mishkin, 1982 ; Galí, 1992 ; Bernanke et Mihov, 1998 ; Christiano, Eichenbaum et Evans, 1999, 2005 ; Romer et Romer, 2004 ; Normandin et Phaneuf, 2004). À notre connaissance, c'est la première fois qu'un modèle néo-keynésien de type DSGE est capable de produire des sentiers de réponses persistants et en forme de cloche des quantités agrégées suite à un choc de politique monétaire sans faire appel à des éléments backward-looking *ad hoc*.

Le taux d'inflation moyen durant la période d'après-guerre dans les pays développés était positif et variait d'un pays à l'autre. Cependant, la majeure partie des textes en macroéconomie néo-keynésienne ont employé pour plusieurs années des modèles approximés autour d'un état stationnaire à taux d'inflation nul. Quelques auteurs ont tenté d'évaluer les effets qu'occasionne la présence d'un taux d'inflation tendanciel non nul à l'état stationnaire sur le comportement du modèle néo-keynésien.

Jusqu'à présent, les travaux qui ont examiné les effets de la tendance inflationniste sur les propriétés du modèle néo-keynésien se sont appuyés sur des modèles DSGEs à prix rigides relativement simples, et dont le réalisme laissait parfois à désirer. Dans le deuxième chapitre, nous montrons que l'omission de certains ingrédients théoriques importants a faussé de manière importante les résultats obtenus jusqu'à maintenant.

En s'appuyant comme exemple sur le modèle d'Ascari (2004), ce chapitre vise trois objectifs. Premièrement, nous mettons en relief les faiblesses du modèle néo-keynésien proposé par Ascari (2004). Certaines de ces faiblesses portent sur les effets de court terme d'une tendance positive d'inflation. Deuxièmement, nous améliorons le modèle d'Ascari en y introduisant deux ingrédients théoriques importants, à savoir une structure de production en boucle (roundabout production structure) et des coûts d'ajustement sur l'investissement. Troisièmement, nous nous servons de cette version améliorée pour réévaluer de façon plus rigoureuse les effets de la tendance d'inflation sur les propriétés de court terme et de long terme du modèle néo-keynésien à prix rigides.

Ce chapitre montre que l'ajout de la boucle de production au modèle d'Ascari amplifie grandement les effets de long terme d'un taux d'inflation tendanciel non nul. En effet, les pertes d'output à l'état stationnaire dues à la présence d'une tendance d'inflation positive sont beaucoup plus élevées en présence d'une structure de production en boucle. Un autre résultat est lié à l'ajout de coûts d'ajustement d'investissement. En l'absence de tels coûts, les résultats trouvés montrent que l'investissement et l'output explosent en réponse à un choc monétaire expansionniste dans le modèle préconisé par Ascari (2004). En présence de coûts d'ajustement sur l'investissement, les effets d'un taux positif d'inflation tendancielle sur la dynamique de court terme du modèle néo-keynésien sont beaucoup plus modestes et considérablement différents de ceux rapportés par Ascari (2004). Ce chapitre conclut que le modèle néo-keynésien standard sans frictions réelles surestime les effets macroéconomiques de court terme d'un taux d'inflation tendanciel non nul et sous-estime ceux de long terme.

La recherche contemporaine sur la dynamique de l'inflation s'appuie fréquemment sur des

courbes de Phillips néo-keynésienne. Dans le modèle standard, l'inflation y est considérée comme un phénomène purement prévisionnel ("forward-looking"). Malgré l'élégance théorique de ces courbes, les travaux de Nelson (1998) et Gali et Gertler (1999) ont mis en relief les difficultés du modèle canonique à prix rigides à expliquer la persistance élevée de l'inflation observée sur données agrégées sans imposer une très faible fréquence d'ajustement des prix. Or, la littérature empirique révèle une fréquence relativement élevée d'ajustement des prix (Bils et Klenow, 2004; Nakamura et Steinsson, 2008).

La recherche s'est donc orientée vers l'utilisation de courbes néo-keynésiennes hybrides intégrant à la fois des termes tournés vers le futur, obtenues à partir de l'optimisation, ainsi que des termes d'inflation retardée, dont l'objectif principal est d'accroître la persistance de l'inflation pour mieux répliquer les faits stylisés. Le modèle de Christiano, Eichenbaum et Evans (CEE) (2005) est probablement l'exemple par excellence de cette nouvelle génération de modèles. En effet, plusieurs ingrédients théoriques qui y sont incorporés ont par la suite été repris dans d'autres modèles servant à une variété d'objets d'analyse (voir les modèles de Smets et Wouters, 2007, Justiniano et Primiceri, 2008, et Gali, Smets et Wouters 2011). Ceci a amené Woodford (2009) à conclure qu'il existe présentement une vision consensuelle de la macroéconomie moderne. Cependant, Chari, Kehoe et McGrattan (CKM) (2009) ne partagent pas ce point de vue sur la macroéconomie moderne et affirment, au contraire, qu'un fossé considérable sépare les macroéconomistes d'allégeance "néoclassique" et ceux d'appartenance "néo-keynésienne".

La critique de CKM qui vise le modèle de CEE (2005) et celui de Smets et Wouters (2007) porte principalement sur deux aspects. Le premier est que, suivant l'influence de CEE, les modèles néo-keynésiens de nouvelle génération se sont appuyés sur des ingrédients théoriques *ad hoc* ou sans fondements microéconomiques, et ce, dans le but de remédier aux lacunes du modèle standard énoncées plus haut. L'exemple typique d'un tel ajout est l'insertion d'une clause d'indexation des salaires et des prix au taux d'inflation passé comme dans CEE. Le deuxième niveau de critique est que dans la foulée de CEE, on a également été témoin d'une prolifération de chocs dans les modèles DSGEs de type néo-keynésien. À titre d'exemple, Smets et Wouters (2007) incorporent sept types de

chocs, et il n'est pas rare aujourd'hui que des modèles incluent jusqu'à douze chocs. Selon CKM (2009), seulement trois chocs utilisés par Smets et Wouters, soit le choc à la politique monétaire, le choc technologique neutre, et le choc technologique spécifique à l'investissement, ont une interprétation structurelle et économique bien définie.

Dans le troisième chapitre, nous confirmons d'abord la validité de ces critiques en montrant que les résultats obtenus par Christiano, Eichenbaum et Evans (2005) reposent principalement sur une clause d'indexation des prix et salaires injustifiable d'un point de vue néoclassique. Ensuite, nous proposons une révision du modèle CEE qui échappe à la critique néoclassique avancée par CKM (2009) tout en expliquant convenablement la dynamique inflationniste et cyclique. En effet, du modèle de CEE, nous gardons les hypothèses de rigidités de prix et de salaire à la Calvo, les frictions réelles sous forme de formation d'habitudes en consommation, les coûts d'ajustement sur l'investissement et l'utilisation variable de capital, ainsi que la présence d'un intermédiaire financier qui gère les prêts et les emprunts entre les ménages et les firmes. Cependant, nous apportons deux ajouts principaux à ce modèle. Le premier est la prise en compte d'une tendance positive d'inflation ("positive trend inflation"). Le deuxième ajout prend la forme d'une structure de production "en boucle" ("roundabout production").

Le modèle CEE amélioré livre des résultats intéressants. Lorsque nous ajoutons une structure de production en boucle au modèle CEE, l'indexation devient un ingrédient accessoire, sans trop d'importance. Une fois la clause d'indexation désactivée, le modèle amélioré donne plusieurs résultats intéressants. Premièrement, les réponses des variables telles que l'output, la consommation, l'investissement et l'inflation suite à un choc monétaire sont très persistantes et en forme de cloche. En outre, la persistance d'inflation obtenue est très semblable à celle qui est observée sur données. Deuxièmement, des deux ingrédients –la tendance positive d'inflation et le multiplicateur de rigidité des prix imputable à la boucle de production– le second a de loin l'impact le plus important sur nos résultats. En guise de conclusion, le modèle CEE avec structure de production en boucle et sans clauses d'indexation permet une réconciliation des perspectives néoclassique et néo-keynésienne en matière de modélisation macroéconomique.

CHAPITRE I

THE MULTIPLIER FOR PRICE STICKINESS IN THE NEW KEYNESIAN MODEL

1.1 Introduction

A major puzzle emerging in the recent business cycle literature is that once imposing the rigor and discipline of quantitative general equilibrium on rational expectations models with staggered nominal contracts (Taylor, 1980), one is led to conclude that this class of models hardly explains the inertial behavior of inflation (Nelson, 1998; Galí and Gertler, 1999) and persistence in aggregate quantities in response to monetary policy shocks (Chari, Kehoe and McGrattan, 2000; Estrella and Fuhrer, 2002) unless backward-looking components are called to the rescue. These include rule-of-thumb behavior of price-setters (Galí and Gertler, 1999) and the backward indexation of wages and prices (Christiano, Eichenbaum and Evans, 2005; Smets and Wouters, 2007; Justiniano and Primiceri, 2008), both mechanisms enhancing the persistence of nominal and real variables in response to monetary policy shocks. These mechanisms, however, have been criticized because they lack a convincing microfoundation (Woodford, 2007; Chari, Kehoe and McGrattan, 2009) and are inconsistent with micro level evidence on the frequency of wage and price adjustments (Bils and Klenow, 2004; Nakamura and Steinsson, 2008; Barattieri, Basu and Gottschalk, 2010).

Yet, another approach has been to embed time varying trend inflation in DSGE models. In Ireland (2007), this trend is identified with the objective function of the policymaker.

In Cogley and Sbordone (2008), trend inflation follows a driftless random walk process. These refinements have been criticized by West (2007) for taking "as given that central aspects of macro-data are driven by an exogenous, serially correlated variable (trend inflation)" (p.1342). Since no economic rationale is offered for the random walk, West concludes that these refinements, like backward-looking components, fall in the camp that relies on exogenous rather than intrinsic sources of inertia.

Our paper departs from previous work by focusing on a theory of short-run inflation dynamics and persistence in aggregate quantities following a monetary policy shock that neither requires *ad hoc* backward-looking components nor variations in trend inflation. In our framework, the decisions of households and firms are cast entirely within explicit individual optimization problems. Our model exploits strong interactions between the roundabout nature of the production process which characterizes modern economies, nominal rigidities and endogenous monetary policy, especially the degree of policy inertia. We show that these structural ingredients combine their effects to generate a *multiplier for price stickiness* (hereafter MPS) in the spirit of Basu (1995). Working from a state-dependent model with small (menu) costs of changing prices and no capital accumulation, Basu provides suggestive evidence that when prices are costly to change, firms that use intermediate goods to produce final goods inherit increased price sluggishness as the rigid intermediate input price becomes part of their marginal cost.¹

Using this framework, our paper asks the following questions. First, how important is the MPS once evaluated from a DSGE model that meets the current standards of DSGE modeling? Second, does the MPS help generate strong inflation persistence? Third, what are the implications of the MPS for the transmission of monetary policy shocks? Finally, does the MPS help our model comply to micro level evidence on the frequency of wage and price adjustments (Bils and Klenow, 2004 ; Nakamura and Steinsson, 2008 ;

1. For other interesting issues addressed within this class of models, see also Bergin and Feenstra (2000), Huang, Liu and Phaneuf (2004), Dotsey and King (2006), and Nakamura and Steinsson (2010). Note however that in all these models, monetary policy is treated exogenously.

Barattieri, Basu and Gottschalk, 2010)?

We look at these questions through the lens of our model that features input-output linkages between firms, sticky wages and sticky prices, and other key structural ingredients of the new generation of small-scale monetary business cycle models (Huang, Liu and Phaneuf, 2004; Christiano, Eichenbaum and Evans, 2005; Smets and Wouters, 2007; Justiniano and Primiceri, 2008). These include habit formation in consumption, investment adjustment costs, variable capital utilization and fixed costs in production. The model embeds Calvo-style staggered wage and price contracts, and monetary policy is modeled as a Taylor-type of rule according to which the monetary authority responds in a systematic fashion to deviations of inflation and output growth from targets (Taylor, 1993) while trying to smooth short-term movements in nominal interest rates (Clarida, Galí and Gertler, 2000).

After laying out the model in section 2, we discuss calibration issues in section 3. Then, in section 4, we examine a model where sticky prices interact with the roundabout production structure and endogenous monetary. Focusing first on a sticky-price model enables us to assess more directly Basu's contention that the interaction between an input-output production structure and nominal price rigidity gives rise to a MPS. We show that a plausibly calibrated version of the model gives rise to a MPS which is quantitatively important. The MPS helps generate a high positive serial correlation of inflation that parallels inflation persistence in the relative real wage contracting model of Fuhrer and Moore (1995). But in contrast to Fuhrer and Moore, we obtain our findings using a model which is fully consistent with the optimizing behavior of households and firms.

We also show that the MPS is an important channel of monetary transmission. It helps produce persistent and hump-shaped responses of output, consumption, investment and hours to a monetary policy shock. These persistent and hump-shaped responses of aggregate quantities produced by our model through the MPS represent an answer to the so-called *persistence problem* unveiled by Chari, Kehoe and McGrattan (2000). Further-

more, they are broadly consistent with the consensus view emerging from the empirical literature on the effects of monetary policy shocks (Barro, 1978 ; Mishkin, 1982 ; Galí, 1992 ; Bernanke and Mihov, 1998 ; Christiano, Eichenbaum and Evans, 1999, 2005 ; Romer and Romer, 2004 ; Normandin and Phaneuf, 2004). To the best of our knowledge, this is the first time a DSGE model is able to produce persistent, hump-shaped impulse responses of aggregate quantities to a monetary policy shock without relying on *ad hoc* backward-looking elements.

How does the MPS work to generate these findings ? In a standard sticky-price model, inflation equals a discounted stream of expected future marginal costs. Without input-output linkages, the marginal cost records two components : the rental rate on capital services and the wage index. Both are flexible. Prices being relatively flexible, inflation is weakly persistent. For instance, the evidence in Christiano, Eichenbaum and Evans (2005) suggests that a model with sticky prices and flexible wages implies a strong reaction of inflation to a monetary policy shock and a weak and short-lived response of output. They conclude that staggered price contracts contribute little to inflation and output persistence following a monetary policy shock.

With roundabout production, the marginal cost includes a third component in the form of the rigid intermediate input price, whose importance increases with the share of materials input. Both marginal cost and inflation become less sensitive to the monetary policy shock, yielding higher positive autocorrelations of inflation and persistent and hump-shaped responses of aggregate quantities. These findings strongly support the quantitative importance of the MPS.

Endogenous monetary policy plays a key role in these findings, especially the degree of policy inertia. We find that the higher the interest-rate smoothing parameter in the policy rule is, the larger, more persistent and hump-shaped are the responses of aggregate quantities to a monetary policy shock. Since this parameter is found to be high in recent empirical studies, policy inertia is an important element that contributes to strengthen

the MPS.²

But despite several interesting implications, the sticky-price model with a roundabout production structure is plagued by two important anomalies. A first one is that employment fluctuations ought to be associated with much smaller variations in the real wage (Lucas and Rapping, 1969). For instance, empirical evidence says that the real wage weakly rises following an expansionary monetary policy shock (Christiano, Eichenbaum and Evans, 1997, 2005). In contrast, the sticky-price model with materials input predicts the real wage strongly increases following an expansionary policy shock. A second anomaly is that while movements in materials input ought to be roughly proportionate to value-added and hours over the business cycle (Dotsey and King, 2006), the model predicts materials input fluctuates much more than value-added and hours.

To overcome these shortcomings, we activate a sticky-wage channel (see section 5). While leaving other main findings intact, adding sticky wages helps dampen the response of real wage and magnify movements in value added and hours relative to movements in materials input. With roundabout production, sticky wages and sticky prices, the marginal cost of firms has three components. Two of these—the intermediate input price and the wage index—are rigid. Therefore, the marginal cost is less responsive to a monetary policy shock with sticky wages and sticky prices than with price stickiness alone. Thus, prices are more sluggish and the responses of aggregate quantities to a monetary policy shock stronger.

Other substantive findings can be summarized as follows. When assuming that the median waiting time between price adjustments is relatively short (only 4.3 months) as microeconomic evidence by Bils and Klenow (2004) suggests, we find that a monetary policy shock still generates persistent and hump-shaped responses in aggregate quantities. On the other hand, if the frequency of wage adjustment is set to be much lower

2. For instance, Smets and Wouters (2007) report an estimate for the interest-rate smoothing parameter of 0.81 for postwar U.S., and Justiniano and Primiceri (2008), an estimate of 0.85. Galí and Gertler (2007) argue that this parameter is well above 0.6 empirically and can be as high as 0.9.

than the frequency of price adjustment as microeconomic evidence by Barattieri, Basu and Gottschalk (2010) suggests, we show that the real wage remains weakly procyclical at the onset of a monetary policy shock. Furthermore, when accounting for neutral technology and investment-specific technology shocks (see section 6), we find that the investment-specific technology shock, like the monetary policy shock, generates persistent and hump-shaped responses of aggregate quantities, a weakly procyclical real wage, and roughly proportionate movements in materials input, value-added and hours. In contrast, neutral technology shocks give rise to a short-run decline in hours and an increase in output. We conclude that monetary policy and investment-specific technology shocks stand as plausible sources of the strong positive comovement between hours and output observed during the postwar period, but not neutral technology shocks.

1.2 The Model

The economy is populated by a large number of households, each endowed with a differentiated labor skill indexed by $i \in [0, 1]$ and by a large number of firms, each producing a differentiated good indexed by $j \in [0, 1]$. A government conducts monetary policy.

1.2.1 The Model

Denote by L_t a composite of differentiated labor skills $L_t(i)$ for $i \in [0, 1]$ such that $L_t = [\int_0^1 L_t(i)^{(\sigma-1)/\sigma} di]^{\sigma/(\sigma-1)}$, and by X_t a composite of differentiated goods $X_t(j)$ for $j \in [0, 1]$ such that $X_t = [\int_0^1 X_t(j)^{(\theta-1)/\theta} dj]^{\theta/(\theta-1)}$, where $\sigma \in (1, \infty)$ and $\theta \in (1, \infty)$ are the elasticity of substitution between the skills and between the goods, respectively. Both the composite skill and the composite good are produced in a perfectly competitive aggregate sector.

The demand functions for labor skill of type i and for good of type j resulting from

optimizing behavior in the aggregation sector are respectively given by

$$\begin{aligned} L_t^d(i) &= \left[\frac{W_t(i)}{W_t} \right]^{-\sigma} L_t, \\ X_t^d(j) &= \left[\frac{P_t(j)}{P_t} \right]^{-\theta} X_t, \end{aligned} \quad (1.1)$$

where W_t is the wage rate of the composite skill which is related to the wage rates $W_t(i)$ for $i \in [0, 1]$ of the differentiated skills by $W_t = [\int_0^1 W_t(i)^{(1-\sigma)} di]^{1/(1-\sigma)}$, and P_t is the price of the composite good related to the prices $P_t(j)$ for $j \in [0, 1]$ of the differentiated goods by $P_t = [\int_0^1 P_t(j)^{(1-\theta)} dj]^{1/(1-\theta)}$.

While the composite skill serves only as an input for the production of each differentiated good, the composite good serves either as a final consumption or investment good, or as an intermediate production input. The production of good j requires the use of intermediate goods, effective capital services and labor as inputs. The production function for a good of type j is given by

$$X_t(j) = \begin{cases} \Gamma_t(j)^\phi [\widehat{K}_t(j)^\alpha L_t(j)^{1-\alpha}]^{1-\phi} - F, & \text{if } \Gamma_t(j)^\phi [\widehat{K}_t(j)^\alpha L_t(j)^{1-\alpha}]^{1-\phi} \geq F \\ 0, & \text{otherwise,} \end{cases} \quad (1.2)$$

where $\Gamma_t(j)$ is the input of intermediate goods, $\widehat{K}_t(j)$ and $L_t(j)$ are the inputs of capital services and the composite skill, and F is a fixed cost which is identical across firms and ensures that profits are zero in the steady state. We rule out entry into and exit out of the production of good j . The parameter $\phi \in (0, 1)$ measures the elasticity of output with respect to intermediate input, and the parameters $\alpha \in (0, 1)$ and $(1 - \alpha)$ are the elasticities of value-added with respect to the capital services and labor inputs.

Each firm acts as a price-taker in the input markets and as a monopolistic competitor in the product market. A firm can choose the price of its product, taking the demand schedule in (1.1) as given. Prices are set according to the mechanism spelled out in Calvo (1983). In each period, a firm faces a constant probability $1 - \xi_p$ of reoptimizing its price, with the ability to reoptimize being independent across firms and time. A firm that can reoptimize its price will do so before the realization of the policy shock at time t .

A firm j setting a new price at date t chooses $P_t(j)$ to maximize its profits

$$E_t \sum_{\tau=t}^{\infty} (\xi_p)^{\tau-t} D_{t,\tau} [P_t(j) X_{\tau}^d(j) - V(X_{\tau}^d(j))], \quad (1.3)$$

where E is an expectations operator, and $D_{t,\tau}$ is the price of a dollar at time τ in units of dollars at time t and $V(X_{\tau}^d(j))$ is the cost of producing $X_{\tau}^d(j)$, equal to $V_{\tau}[X_{\tau}^d(j) + F]$, with V_{τ} denoting the marginal cost of production at time τ .

Solving the profit-maximization problem yields the following optimal pricing decision rule

$$P_t(j) = \left(\frac{\theta}{\theta - 1} \right) \left[\frac{E_t \sum_{\tau=t}^{\infty} (\xi_p)^{\tau-t} D_{t,\tau} X_{\tau}^d(j) V_{\tau}}{E_t \sum_{\tau=t}^{\infty} (\xi_p)^{\tau-t} D_{t,\tau} X_{\tau}^d(j)} \right]. \quad (1.4)$$

This rule says the optimal price is a constant markup over a weighted average of the marginal costs for the periods the price will remain effective.

Solving the firm's cost minimization problem yields the following marginal cost function :

$$V_{\tau} = \bar{\phi} P_{\tau}^{\phi} [(R_{\tau}^k)^{\alpha} (W_{\tau})^{1-\alpha}]^{1-\phi}, \quad (1.5)$$

where $\bar{\phi}$ is a constant term determined by ϕ and α , and R_{τ}^k is the nominal rental rate on capital services. With roundabout production, the marginal cost function records three components (P_{τ} , R_{τ}^k and W_{τ}). The impact on marginal cost of assuming input-output linkages among firms increases with the share of materials input ϕ . Without roundabout production ($\phi = 0$), the marginal cost function records only two components (R_{τ}^k and W_{τ}).

The conditional demand functions for the intermediate input and for the primary factor inputs used in the production of $X_{t+\tau}^d(j)$ and derived from cost-minimization are

$$\Gamma_{\tau}(j) = \phi \frac{V_{\tau}[X_{\tau}^d(j) + F]}{P_{\tau}}, \quad (1.6)$$

$$\widehat{K}_{\tau}(j) = \alpha(1 - \phi) \frac{V_{\tau}[X_{\tau}^d(j) + F]}{R_{\tau}^k}, \quad (1.7)$$

and

$$L_\tau(j) = (1 - \alpha)(1 - \phi) \frac{V_\tau[X_\tau^d(j) + F]}{W_\tau}. \quad (1.8)$$

A firm which is not allowed to reoptimize its price in a given period nonetheless chooses the inputs of the intermediate good, capital services and the composite labor that minimize production cost.

1.2.2 Monopolistically Competitive Households and Staggered Wage Decisions

Each household i has a subjective discount factor $\beta \in (0, 1)$ and a utility function

$$E \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left\{ \log(C_t(i) - bC_{t-1}) - \eta \frac{L_t^d(i)^{1+\chi}}{1+\chi} \right\}, \quad (1.9)$$

where $C_t(i)$ is individual consumption, C_{t-1} is past-period aggregate consumption, $b > 0$ measures the relative importance of habit formation, and $L_t^d(i)$ is the demand schedule for the household's labor skills given by (1.1).

The budget constraint that household i faces at time t is

$$\begin{aligned} P_t[C_t(i) + I_t(i) + a(Z_t(i))K_t(i)] + E_t D_{t,t+1} B_{t+1}(i) \leq & \quad (1.10) \\ W_t(i)L_t^d(i) + R_t^k \widehat{K}_t(i) + \Pi_t(i) + B_t(i) + T_t(i), \end{aligned}$$

where $B_{t+1}(i)$ is household i 's holdings of a nominal bond representing a claim to one dollar in $t + 1$ and costs $D_{t,t+1}$ dollars at time t , $W_t(i)$ is the nominal wage rate for labor skill of type i , $L_t^d(i)$ is a demand schedule for type i labor specified in (1.1), R_t^k is a nominal rental rate on capital services, $P_t a(Z_t(i))K_t(i)$ is the cost of changing capital utilization, $\Pi_t(i)$ is household i 's profit share, and $T_t(i)$ is a lump-sum transfer the household i receives from the government.

The physical capital accumulation equation is

$$K_t(i) = (1 - \delta)K_{t-1}(i) + \left[1 - S \left(\frac{I_t(i)}{I_{t-1}(i)} \right) \right] I_t(i), \quad (1.11)$$

where δ is the physical rate of depreciation, $I_t(i)$ denotes time t purchases of investment goods, and S is a function restricted to satisfy $S(1) = S'(1) = 0$, and $\kappa \equiv S''(1) > 0$.

The amount of effective capital the households can rent to the firms is

$$\widehat{K}_t(i) = Z_t(i)K_t(i), \quad (1.12)$$

where $Z_t(i)$ denotes the utilization rate of capital. We impose two restrictions on the capital utilization function $a(Z_t(i))$: the rate of capital utilization in the steady state equals one and $a(1) = 0$.

Each household acts as a price-taker in the goods market and a monopolistic competitor in the labor market. It chooses consumption $C_t(i)$, hours worked $L_t(i)$, bonds $B_t(i)$, investment $I_t(i)$ and capital utilization $Z_t(i)$ that maximize (1.9) subject to (1.10) and a borrowing constraint $B_{t+1}(i) \geq -\underline{B}$, for some large positive number \underline{B} . The initial conditions on bond and capital are given.

It can also set a nominal wage for its differentiated labor skill, taking the demand schedule (1.1) as given. The probability that a household sets a new wage is $1 - \xi_w$. At date t , for a household i setting a new wage, its optimal choice of nominal wage is

$$W_t(i) = \left(\frac{\sigma}{\sigma - 1} \right) \left[\frac{E_t \sum_{\tau=t}^{\infty} (\xi_w)^{\tau-t} D_{t,\tau} MRS_{\tau}(i) L_{\tau}^d(i)}{E_t \sum_{\tau=t}^{\infty} (\xi_w)^{\tau-t} D_{t,\tau} L_{\tau}^d(i)} \right], \quad (1.13)$$

where MRS denotes the marginal rate of substitution between leisure and income. Equation (1.13) says the optimal wage is a constant markup over a weighted average of the MRS 's for the periods the wage rate will remain effective.³

1.2.3 Endogenous Monetary Policy

The monetary authority follows the Taylor rule :

$$\widetilde{R}_t = \rho_r \widetilde{R}_{t-1} + (1 - \rho_r)(\rho_{\pi} \widetilde{\pi}_t + \rho_Y \widetilde{g}_{Yt}) + \varepsilon_{r,t}, \quad (1.14)$$

where $\pi_t = \log(P_t/P_{t-1})$, $g_{Yt} = \log(Y_t/Y_{t-1})$ and $\varepsilon_{r,t}$ is an i.i.d. normal process, with a zero mean and a finite variance ; a symbol $\widetilde{\cdot}$ over a variable x denotes the deviation of x

3. We have used the standard first-order condition for bond holdings in deriving (1.13).

from its steady-state value. The monetary policy rule (1.14) states that the monetary authority systematically reacts to deviations of inflation and output growth from targets while smoothing short-term movements in the nominal interest rate (see also Erceg and Levine, 2003 ; Galí and Rabanal, 2004 ; Liu and Phaneuf, 2007).

1.2.4 Equilibrium and Market-Clearing Conditions

An equilibrium for this economy consists of allocations $C_t(i)$, $\widehat{K}_t(i)$, $B_{t+1}(i)$, $Z_t(i)$ and wage $W_t(i)$ for household i , for all $i \in [0, 1]$, allocations $\Gamma_t(j)$, $\widehat{K}_t(j)$, $L_t(j)$ and price $P_t(j)$ for firm j , for all $j \in [0, 1]$, together with prices $D_{t,t+1}$, P_t , R_t^k , and W_t , satisfying the following conditions : (i) taking the wages and all prices but its own as given, each firm's allocations and price solve its maximization problem ; (ii) taking prices and all wages but its own as given, each household's allocations and wage solve its utility maximization problem ; (iii) markets for bonds, capital, the composite labor and the composite good clear ; (iv) monetary policy is as specified.

We assume that (implicit) state-contingent financial contracts insure each household against the idiosyncratic income risk that may arise from the staggering of wage adjustments. As in Rotemberg and Woodford (1997), Huang, Liu and Phaneuf (2004) and Christiano, Eichenbaum and Evans (2005), such financial arrangements ensure that equilibrium consumption and investment are identical across households, although nominal wages and hours worked may differ. Under this assumption, we have $\int_0^1 Y_t(i) di = Y_t$ for all i . Given this relation, along with (1.6), the market-clearing condition $\int_0^1 Y_t(i) di + \int_0^1 \Gamma_t(j) dj = X_t$ for the composite good implies that equilibrium real GDP is related to gross output by

$$Y_t = X_t - \phi \frac{V_t}{P_t} [G_t X_t + F], \quad (1.15)$$

where $G_t \equiv \int_0^1 [P_t(j)/P_t]^{-\theta} dj$ captures the price-dispersion effect of staggered price contracts.

The market-clearing conditions are $\int_0^1 \widehat{K}_t^d(j) dj = \int_0^1 \widehat{K}_t(i) di = \widehat{K}_t$ for capital services and $\int_0^1 L_t(j) dj = L_t$ for the composite skill. These market-clearing conditions along with

(1.7) – (1.8) imply that equilibrium aggregate capital services and composite skill are related to gross output by

$$\widehat{K}_t = \alpha(1 - \phi) \frac{V_t}{R_t^k} [G_t X_t + F], \quad (1.16)$$

$$L_t = (1 - \alpha)(1 - \phi) \frac{V_t}{W_t} [G_t X_t + F]. \quad (1.17)$$

Equations (1.15), (1.16) and (1.17), together with the price-setting equation (1.4) and the wage-setting equation (1.13), characterizes an equilibrium.

The overall resource constraint of the economy is

$$C_t + I_t + a(Z_t)K_t \leq Y_t. \quad (1.18)$$

1.3 Parameter Calibration

The parameters we need to calibrate include the subjective discount factor β , the preference parameters b and χ , the technology parameters ϕ and α , the elasticity of substitution between differentiated goods θ and between differentiated labor skills σ , the capital depreciation rate δ , the investment adjustment cost parameter κ , the capital utilization elasticity σ_a , the probability of price non-reoptimization ξ_p , the probability of wage non-reoptimization ξ_w , and the monetary policy parameters ρ_r , ρ_π , ρ_Y and σ_{ε_r} .⁴ The values assigned to these parameters are summarized in Table 1.1.

Following the standard business cycle literature, we set $\beta = 0.99$, $\chi = 2$, and $\delta = 0.025$ implying an annualized real interest rate of 4 percent in the steady state, an intertemporal elasticity of labor hours of 0.5, and an annual capital depreciation rate of 10 percent. We set the coefficient of habit formation b to 0.8 (Fuhrer, 2000 ; Boldrin, Christiano and Fisher, 2001). The investment adjustment cost parameter κ is fixed at 3 (Christiano, Eichenbaum and Evans, 2005), and the capital utilization elasticity σ_a at

4. The parameter η in the utility function has no effect on equilibrium dynamics (in the log-linearized equilibrium system) and thus we do not need to assign a particular value to it.

1.5 (Basu and Kimball, 1997; Dotsey and King, 2006). With zero steady-state profits, the parameter α corresponds to the share of payments to capital in total value-added in the National Income and Product Account (NIPA), implying $\alpha = 0.4$ (see also Cooley and Prescott, 1995).

The elasticity of substitution between differentiated goods θ determines the steady-state markup of prices over marginal cost, with a markup of $\theta/(\theta - 1)$. Rotemberg and Woodford (1997) assume a value-added markup of 1.2, implying $\theta = 6$. Christiano, Eichenbaum and Evans (2005) estimate the value-added markup at 1.2 in a model controlling for variable capital utilization. Nakamura and Steinsson (2010) assume $\theta = 4$ and a value-added markup of 1.33 in a menu-cost model featuring roundabout production. We set $\theta = 6$, so the value-added markup is 1.2. Similarly, we set the elasticity of substitution between differentiated labor skills $\sigma = 6$ (Huang and Liu, 2002; Huang, Liu and Phaneuf, 2004).

The parameter ϕ measures the share of payments to intermediate input in total production cost or cost share. With markup pricing, it equals the product of the steady-state markup and the share of intermediate input in gross output or revenue share. We rely on two different sources of data to calibrate ϕ for the postwar U.S. economy. The first source is a study by Jorgenson, Gollop and Fraumeni (1987) suggesting that the revenue share of intermediate input in total manufacturing output is about 50 percent. With a steady-state markup of 1.2, this implies $\phi = 0.6$. The second source relies on the 1997 Benchmark Input-Output Tables of the Bureau of Economic Analysis (BEA, 1997). In the Input-Output Table, the ratio of "total intermediate" to "total industry output" in the manufacturing sector or revenue share is 0.68. With a steady-state markup of 1.2, this implies $\phi = 0.816$. Admissible values of ϕ hence range between 0.6 and 0.816. Huang, Liu and Phaneuf (2004) and Nakamura and Steinsson (2010) choose $\phi = 0.7$. Here, we take a conservative stand and set the baseline value of ϕ at 0.6. Later, we assess the sensitivity of our findings to higher values of ϕ .⁵

5. Basu (1995) and Bergin and Feenstra (2000) suggest a higher range for ϕ between 0.8 and 0.9.

The parameter ξ_p measures the probability of price non reoptimization. In a survey of U.S. price behavior, Taylor (1999) documents that prices have changed about once a year on average during the postwar period. Recent evidence based on U.S. microeconomic data suggests otherwise. Using summary statistics from the Consumer Price Index micro data compiled by the U.S. Bureau of Labor Statistics for 350 categories of consumer goods and services, Bils and Klenow (2004) document that the median waiting time between price adjustments is 4.3 months when taking into account price changes during temporary sales, while it is 5.5 months when they are excluded from the sample. Cogley and Sbordone (2008, footnote 19) argue that when approximating the waiting time to the next price change by ξ_p^t , the median waiting time between price adjustments is given by $-\ln(2)/\ln(\xi_p)$. Setting $\xi_p = 2/3$ would therefore imply that the median waiting time between price changes is 5.1 months.

We consider our choice of $\xi_p = 2/3$ as conservative, and this for the following reasons. The most detailed evidence reported in Bils and Klenow (2004) covers only the years 1995-1997. Using less disaggregated price data, they report evidence showing that ξ_p was higher for the years 1959-2000 (see Bils and Klenow, 2004, Table 4 and Figures 2 and 3). Also, Nakamura and Steinsson (2008) show that when price changes occurring during temporary sales and those associated with product substitutions are excluded from the sample, then prices remain effective for 8 – 11 months, while including price changes for product substitutions, prices remain effective for 7 – 9 months. Therefore, ξ_p could have been higher than $2/3$.

As for the probability of wage non reoptimization, ξ_w , it is chosen as follows. A study by Barattieri, Basu and Gottschalk (2010), that exploits a panel of micro data from the Survey of Income and Program Participation for the years 1996-1999, suggests nominal wages have changed less frequently than prices. Based on their estimates, they argue the average duration of wage contracts relevant for the calibration of macroeconomic models should be around 16.6 months. On the other hand, macroeconomic studies report estimates of ξ_w implying an average duration of wage contracts between 3 and 4 quarters (Christiano, Eichenbaum and Evans, 2005 ; Smets and Wouters, 2007). Hence, whether

we consider evidence from micro or macro studies, nominal wages seem to adjust less frequently than prices. Therefore, when our model will account both for sticky wages and sticky prices, we set $\xi_w = 3/4$. Later, we examine the consequences on our findings of widening the gap between ξ_p and ξ_w as micro evidence seems to suggest.

Finally, the parameters of the Taylor rule are set as follows : $\rho_r = 0.8$, $\rho_\pi = 1.5$ and $\rho_Y = 0.125$. These values are broadly consistent with recent estimates reported in Smets and Wouters (2007) and Justiniano and Primeceni (2008), and with the calibration in Christiano, Eichenbaum and Evans (2005). The standard deviation of the monetary policy shock σ_r is set at 0.004 (Ireland, 2007).

1.4 Staggered Price-Setting and the MPS

Basu (1995) argues that the interplay between intermediate goods used in an input-output structure and sticky prices can give rise to a multiplier for price stickiness (MPS). He works from a demand-driven state-dependent model with menu costs of changing prices and no capital accumulation. In this section, we assess Basu's contention using a version of the model described above that combines input-output linkages between firms, staggered price contracts, flexible wage decisions and endogenous monetary policy. We are interested in the effects of the MPS on inflation inertia and the persistence of aggregate quantities in response to monetary policy shocks. Figure 1.1 displays the impulse-response functions of the following variables to a 1-percent negative shock to the nominal interest rate :

- the price level, the inflation rate and the real interest rate ;
- output, consumption and investment ;
- the real marginal cost, the real wage rate and the rental rate ;
- hours worked, materials input and capital utilization.

1.4.1 Short-Run Inflation Dynamics

Several impulse responses are significantly different when the input-output production structure interacts with price stickiness and endogenous monetary policy. Without ma-

materials input, the marginal cost function (1.5) records two components, the rental rate on capital services and the wage index. These two components are flexible, so inflation reacts strongly to the policy shock and is weakly persistent. With input-output linkages between firms, the marginal cost function records a third component in the form of the rigid intermediate input price, which has for effect of reducing the sensitivity of marginal cost to the policy shock. The increase in marginal cost is more than 2 times smaller with materials input on impact of a positive monetary policy shock. Prices rise more gradually towards their new higher steady-state level, and inflation is more persistent.

Another way to assess the quantitative importance of the MPS is by generating the autocorrelation functions of inflation implied by the sticky-price models with and without intermediate goods in the spirit of the test proposed by Fuhrer and Moore (1995) and Nelson (1998). Fuhrer and Moore report evidence showing that rational expectations models featuring overlapping wage contracts (Phelps, 1978 ; Taylor, 1980) generate weakly persistent inflation. To provide a better fit of the data, they propose a framework in which agents care about relative real wages (Buiter and Jewitt 1981). This setup implies that higher-order backward-looking elements enter the wage contract, resulting in a much higher serial correlation of inflation. However, the contracts in Fuhrer and Moore are not cast within explicit individual optimization problems for households and firms.

Nelson (1998) performs a similar exercise, but for a wider range of models featuring sticky prices, including new keynesian pricing models with microfoundations. Nelson examines whether this class of models is able to replicate the high and slowly decaying positive autocorrelations of the quarterly first difference of the log U.S. GDP deflator. Among the models Nelson examines, only those of Fuhrer and Moore (1995) and King and Watson (1996) imply a high serial correlation of inflation. Fuhrer and Moore rely on *ad hoc* backward-looking elements, whereas King and Watson (1996) assume that prices adjust once every 2.5 years on average, which is implausible in light of evidence on price behavior from microeconomic studies.

Table 1.2 reports the autocorrelations of the quarterly first difference of the log nonfarm business sector implicit price deflator (NBD) and of the log GDP implicit price deflator (GDPD) for the years 1959 :I-2007 :III.⁶ We also report in this table the autocorrelations of the quarterly first difference of the log compensation of the nonfarm business sector (NBC) and of the log average hourly earnings of private industries (AHEP).⁷ The first-order autocorrelations of price inflation are above 0.8, and they remain positive and high beyond the first lag. The autocorrelations of wage inflation are also high, but they are somewhat higher with the nominal wage measured by the AHEP.

Tables 1.3 and 1.4 compare the autocorrelations of price inflation and wage inflation implied by the sticky-price models including and excluding roundabout production. The autocorrelations of price inflation are denoted by $\rho_\pi(k)$ for $k = 1, \dots, 6$, with $\rho_\pi(k)$ representing the k^{th} order of autocorrelation of price inflation. Those corresponding to wage inflation are denoted by $\rho_\omega(k)$ for $k = 1, \dots, 6$. For the sake of comparison, we also include the autocorrelations of price inflation of the Fuhrer and Moore (1995) and King and Watson (1996) models as they were generated by Nelson (1998).

Without input-output linkages, the model predicts a first-order autocorrelation of price inflation of 0.65, and rapidly decaying autocorrelations beyond the first lag. When intermediate goods are included in the model, these autocorrelations are significantly higher. Specifically, $\rho_\pi(1) = 0.814$ and the higher-order autocorrelations decay less rapidly. Now, recall that these findings are obtained for a share of intermediate goods of 0.6, while the admissible values range from 0.6 to 0.816. We also report the autocorrelations corresponding to $\phi = 0.7$ and 0.8. Increasing the value of ϕ enhances the autocorrelations of price inflation. The first-order theoretical autocorrelations are respectively 0.83 for $\phi = 0.7$, and 0.85 for $\phi = 0.8$. Note that the autocorrelations for $k = 5, 6$ are now importantly higher than in Fuhrer and Moore's model, but that they are somewhat smaller than in

6. Our sample period ends before the so-called Great Recession of 2007 :4-2009 :4.

7. The non-farm business compensation has been used in Christiano, Eichenbaum and Evans (2005), and the average hourly earnings of private industries in Gertler and Trigari (2009).

King and Watson's model. Since wage decisions are flexible, the serial correlation of wage inflation is weak. Nonetheless, the serial correlation of price inflation is high, confirming that the MPS arising from the interactions between intermediate goods and sticky prices is an important mechanism generating inflation inertia.

Other approaches have been followed in the literature to account for short-run inflation dynamics. To better track actual inflation, Galí and Gertler (1999) suggest incorporating lagged inflation into the NKPC equation. In their model, firms are allowed to reset their prices upon receiving a Calvo signal. Firms receiving this signal are divided in two groups. One group sets new prices optimally in a purely forward-looking fashion, whereas the other group follows a simple rule of thumb. Rule-of-thumbers set new prices equal to average prices in the most recent round of price adjustment, plus a correction for previous period inflation. They are therefore backward-looking. The backward-looking term helps tracing short-run inflation dynamics.

Christiano, Eichenbaum and Evans (2005) use a slightly different setup, assuming instead full backward indexation of wages and prices in a DSGE model featuring Calvo wage and price contracts. Firms reoptimize their prices upon receiving the appropriate stochastic signal. When allowed to reoptimize, they set prices optimally in a purely forward-looking manner. The remaining firms not authorized to reoptimize their prices will nonetheless index them to last period inflation. Households are similarly divided in two groups. A first group of households set wages optimally upon receiving a stochastic signal allowing them to do so, while the other group not entitled to wage reoptimization index them to last period inflation. Smets and Wouters (2007) use a similar indexing mechanism.

The use of backward-looking elements in DSGE models has been criticized by Woodford (2007), Sbordone (2007), Cogley and Sbordone (2008) and Chari, Kehoe and McGrattan (2009). One criticism is that these assumptions cannot be linked to the optimizing behavior of households and firms. Another criticism specific to backward indexation is that when used in conjunction with Calvo contracts, this assumption implies that *all* wages and prices in the economy are adjusted every 3 months, which is implausible in

light of micro level evidence reported by Bils and Klenow (2004) and Nakamura and Steinsson (2008), among others. Assuming that *all* wages in the economy change every 3 months is just as implausible (Barattieri, Basu and Gottschalk, 2010).

Cogley and Sbordone (2008) follow a different approach. Based on a number of studies that model U.S. trend inflation as a driftless random walk (Cogley and Sargent, 2005; Stock and Watson, 2007), they incorporate variations in trend inflation into an otherwise NKPC model. In general equilibrium, trend inflation ought to be determined by the long-run target in the central bank's policy rule (Ireland, 2007). When accounting for time-varying trend inflation, estimates of backward indexation turn out to be statistically insignificant. Furthermore, the frequency of price adjustment is broadly consistent with microeconomic evidence.

1.4.2 Real Persistence

We next turn our attention to the adjustment of aggregate quantities in response to a monetary policy shock implied by both sticky-price models. In a thought provoking paper, Chari, Kehoe and McGrattan (2000) (CKM) argue that once incorporated into business cycle model built from solid microfoundations, staggered price contracts fail to generate persistent output fluctuations in response to a monetary policy shock. This anomaly, known as the *persistence problem*, has launched a rapidly growing literature aimed at identifying new sources of output persistence in DSGE models. To generate their findings, CKM first estimate the impulse response of output to the shock in a *univariate* autoregression model. They measure output persistence by the time after a policy shock for the deviation of output from trend to shrink to half of its impact value. Then, they approximate the impact of staggered price contracts on output persistence by the *contract multiplier*, computed as the ratio of the half-life of output deviations after a monetary shock with staggered price-setting to the corresponding half-life with flexible price decisions. So defined, the contract multiplier conveys information mostly about the *longevity* of the response of output following a monetary policy shock.

However, evidence from the broader empirical literature on monetary policy also emphasizes *timing* in the response of output following a monetary policy shock. In response to an expansionary monetary policy shock, output typically rises for 4-6 quarters, and then slowly returns to its preshock level at the end of 3-4 years (Barro, 1978 ; Mishkin, 1982 ; Galí, 1992 ; Bernanke and Mihov, 1998 ; Christiano, Eichenbaum and Evans, 1999 ; Romer and Romer, 2004 ; Normandin and Phaneuf, 2004). Thus, while being persistent, the response of output is also hump-shaped.

Some models which have been proposed in reaction to CKM's findings have produced a stronger output persistence. These models, however, generally imply monotonically declining responses rather than hump-shaped responses of output, failing to reproduce the timing in the response of output and other aggregate quantities following a monetary policy shock (Bergin and Feenstra, 2000 ; Huang and Liu, 2002 ; Edge, 2002 ; Neiss and Pappa, 2005).

Figure 1.1 displays the impulse responses of aggregate quantities to a 1-percent negative shock to the nominal interest rate. Without materials input, the impulse responses of output, consumption, investment and hours are relatively small and weakly persistent. Christiano, Eichenbaum and Evans (2005) report evidence showing that a model featuring sticky prices and real frictions delivers a small and short-lived response of output following a monetary policy shock. Their model, however, abstracts from roundabout production. With such input-output linkages, these responses are larger, more persistent and hump shaped in the aftermath of a policy shock.

Another way to convey information about the strength of internal propagation induced by the MPS is by looking at the autocorrelation functions of the growth rates of aggregate quantities in the spirit of the test proposed by Cogley and Nason (1995). We generate theoretical autocorrelation functions of the growth rates of output, consumption, investment and hours implied by both sticky-price models and compare them with those in the data. Consumption is measured by the sum of consumption expenditures on nondurable goods and services. Investment is the sum of consumption expenditures

on durable goods, gross nonresidential investment (structures and equipment) and residential investment. Output is the sum of consumption and investment. Total hours are the total hours worked in the non-farm business sector. Table 1.5 reports the sample autocorrelations and Table 1.6 presents the theoretical autocorrelations implied by both sticky-price models.⁸ Absent materials input, the only positive autocorrelations are those at the one-quarter lag. When materials input interacts with sticky prices, the first and second-order autocorrelations are positive for all variables, while the third-order autocorrelations are also positive for output, investment and hours growth. Note that these autocorrelations increase with a rise in ϕ .

Monetary policy plays a significant role shaping the MPS. The monetary rule (1.14) assumes the Fed systematically reacts to deviations of inflation and output growth from targets while smoothing short-term variations of the nominal interest rate. The fear of disruption in financial markets (Goodfriend, 1991) and the uncertainty about the effects of interest rate changes (Sack, 1998) are among possible reasons why the Fed practices interest-rate smoothing. Clarida, Galí and Gertler (2000) have estimated monetary policy rules over different sample periods and they report estimates of ρ_r ranging between 0.65 and 0.91. Smets and Wouters (2007) report an estimate of ρ_r of 0.82, while the estimate in Justiniano and Primiceri (2008) is $\rho_r = 0.85$. Hence, there is a consensus that the degree of policy inertia has been high.

How does policy inertia affect the MPS? To answer this question, we set ρ_r at 0.5, 0.7, and 0.9. Other parameters are kept at their benchmark values. Figure 1.2 displays the impulse responses corresponding to different values of ρ_r . With $\rho_r = 0.5$, the impulse responses of aggregate quantities to a monetary policy shock are relatively small, weakly persistent and they do not display the typical hump-shaped pattern. Furthermore, the autocorrelations of output growth with $\rho_r = 0.5$ are 0.09, -0.02 and -0.06 , for $k = 1$,

8. The theoretical autocorrelations are driven only by the monetary policy shock. While we do not expect that they match the unconditional autocorrelations in the data, they nonetheless provide an indication of the strength of endogenous propagation induced by the MPS.

2, 3, while those of price inflation are 0.6, 0.4, 0.28, 0.21, 0.17 and 0.14, for $k = 1, \dots, 6$. However, $\rho_r = 0.5$ is clearly outside the admissible range. With $\rho_r = 0.7$, the model generates persistent and hump-shaped responses of output, consumption, investment and hours. Note that varying ρ_r from 0.7 to 0.9 has a much stronger impact on the responses of aggregate quantities than varying ρ_r from 0.5 and 0.7. Clearly, the higher the degree of policy inertia, the stronger the MPS is.

While our model emphasizes interactions between input-output linkages, sticky prices and policy inertia, Bouakez, Cardia and Ruge-Murcia (2005) have argued that combining sticky prices with habit formation and capital adjustment costs can give rise to a persistent and hump-shaped response of output following a monetary policy shock. Using maximum likelihood techniques, they estimate a sticky-price model that abstracts from intermediate goods and where monetary policy takes the form of an exogenous money growth rule. Their estimate of the habit parameter is 0.982 and that of the Calvo-probability of price non reoptimization is 0.847, implying a frequency of price adjustment of once every 19.6 months on average.

Figure 1.3 reports the results of an experiment where materials input is excluded from our model, $b = 0.98$, monetary policy is endogenous and the Calvo probability of price non-reoptimization ξ_p is set at $2/3$. Because of extreme habit formation, the response of consumption to a monetary policy shock is very weak. The responses of output, investment and hours are relatively small and weakly persistent, and there is no pronounced hump-shaped response of output following a monetary policy shock. Therefore, with endogenous monetary policy and a frequency of price adjustment which is consistent with microeconomic evidence, combining habit formation and investment adjustment costs with sticky prices does not by itself generate persistent and hump-shaped responses of aggregate quantities to a policy shock when input-output linkages between firms are omitted from the model.

Christiano, Eichenbaum and Evans (2005) and Smets and Wouters (2007) report persistent and hump-shaped responses of output, consumption and investment to a mone-

tary policy shock from DSGE models that do not embed input-output linkages. These models include sticky wages, sticky prices, backward indexation of wages and prices, and a choice of real frictions. Christiano, Eichenbaum and Evans (2005) further impose that output, consumption, investment, the aggregate price level, the real wage and labor productivity respond only with a one-period lag to a monetary policy shock in order to match the short-run restrictions used in a structural vector autoregression to identify a monetary policy shock and estimate its effects on macroeconomic variables.⁹ Here, we obtain similar findings in a sticky-price model that excludes backward-looking components and adjustment lags but includes roundabout production and endogenous monetary policy.

1.4.3 Shortcomings

Despite several interesting implications, the sticky-price model with roundabout production is prone to two important anomalies. One concerns the relative fluctuations in the real wage and employment implied by the model. It is well known that real wage variations should be much smaller than employment fluctuations during the business cycle (Lucas and Rapping, 1969). Furthermore, Christiano, Eichenbaum and Evans (1997, 2005) provide evidence of a weak increase in the real wage following an expansionary monetary policy shock.

Figure 1.1 tells by contrast that the sticky-price model with materials input delivers a sharp increase in the real wage following an expansionary policy shock. This can be explained as follows. Consider first how the real wage would adjust in a sticky-price model with no materials input. Then, an expansionary monetary policy shock generates an increase in consumption and output. The higher demand for goods puts an upward pressure on the demand for labor input. With a flexible nominal wage rate, the optimal wage-setting equation (1.13) implies that the real wage is a constant markup

9. Normandin and Phaneuf (2004) show that the short-run restrictions generally imposed in SVARs to identify monetary policy shocks are strongly rejected and statistically invalid.

over the marginal rate of substitution (MRS) between consumption and leisure. The marginal disutility of working rises with a higher labor demand, and the marginal utility of consumption falls with a higher consumption. The MRS therefore increases along with the real wage. Adding intermediate inputs to the model changes nothing to this. With roundabout production, prices are stickier and the responses of consumption and hours are stronger. Both the MRS and the real wage remain strongly procyclical.

The second shortcoming is based on the observation that materials input should vary more or less proportionately with value-added and hours worked over the business cycle (e.g., see Dotsey and King, 2006). In contrast, the sticky-price model with roundabout production implies short-run fluctuations in materials input that significantly exceed short-run fluctuations in hours and output after a monetary policy shock.

The evidence presented so far suggests that the interactions between intermediate inputs, sticky prices and endogenous monetary policy deliver a strong multiplier for price stickiness. The MPS represents a significant source of persistence in inflation and aggregate quantities. Furthermore, it is consistent with pronounced hump-shaped responses of output, consumption, investment and hours following a monetary policy shock. However, fluctuations in the real wage are large relative to fluctuations in hours, and movements in materials input exceed variations of hours and value-added.

1.5 Adding Sticky Wages

To overcome these shortcomings, we add sticky nominal wages to a model featuring roundabout production, sticky prices and endogenous monetary policy. To understand why sticky wages may help dampen the response of real wage following a monetary policy shock, consider first what happens when combining sticky wages to flexible price decisions in a model without materials input. The marginal cost function (1.5) has two components : the wage index which is rigid and the flexible rental rate on capital services. Since the marginal cost and prices are more responsive to the monetary policy shock than the wage index, the real wage is strongly countercyclical. Adding materials input

has no effect on this. Without staggered price contracts, firms set the same price in a symmetric equilibrium. Thus, the optimal pricing decision is the same with or without materials input, and the real wage remains strongly countercyclical.

Once materials input is combined with sticky wages and sticky prices, the marginal cost function has three components : two—the intermediate input price and the wage index—are rigid, while the rental rate on capital services is flexible. Since wages and prices are rigid, the real wage can be either procyclical or countercyclical in response to a monetary policy shock depending on the share of materials input ϕ . If this share is large enough, the real wage is procyclical but less procyclical than in a model with materials input and sticky prices only. Otherwise, the real wage is countercyclical.¹⁰

Figure 1.4 displays the impulse responses from the model with materials input, sticky wages and sticky prices. The Calvo-probability of price non reoptimization is $2/3$ and that of wage non reoptimization is $3/4$. We also include the impulse responses from the sticky-price model with materials input for the sake of comparison. From strongly procyclical with flexible wage decisions, the real wage is now weakly procyclical following an expansionary monetary policy shock. Interestingly, the real wage response is also more persistent and hump-shaped. Sticky wages also magnify the effects of a monetary policy shock on hours and output, so fluctuations in hours and output are roughly proportionate to movements in materials input. The response of materials input is also more persistent and hump-shaped in the aftermath of a monetary policy shock, and so is the response of capital utilization.¹¹

While helping to resolve both shortcomings, sticky wages also strengthen our main findings about inflation inertia and output persistence. Prices increase less and adjust more

10. Huang, Liu and Phaneuf (2004) provide evidence showing that the interactions between a rising share of materials input and nominal rigidities can explain why the U.S. real wage has switched from mildly countercyclical during the interwar period to mildly procyclical during the postwar period.

11. Christiano, Eichenbaum and Evans (2005) offer evidence of a persistent and hump-shaped response of capital utilization in the wake of a monetary policy shock.

gradually towards their new higher steady state level. Inflation is more persistent. The responses of aggregate quantities are stronger, more persistent and hump shaped. The autocorrelations of price and wage inflation are higher (see Tables 1.3 and 1.4). The theoretical autocorrelations of price inflation are now close to the actual autocorrelations and exceed by far those in the Fuhrer and Moore (1995) model. The autocorrelations of price inflation implied by the model match those from the King and Watson (1996) model which assumes a very low frequency of price adjustment. The autocorrelations of wage inflation are also high and positive.

1.5.1 Robustness Analysis

We analyze the robustness of our findings along a number of dimensions. We examine four scenarios : (a) a Taylor rule which is either purely backward-looking or purely forward-looking with respect to deviations of inflation and output growth from targets, (b) a higher frequency of price reoptimization, (c) a lower frequency of wage reoptimization and (d) the inclusion of backward indexation. For each scenario, other structural parameters keep their assigned benchmark values. The impulse responses corresponding to each scenario are displayed in Figures 1.5-1.8.

Alternative Policy Rule Specifications

The Taylor rule (1.14) implies a contemporaneous feedback of nominal interest rate to deviations of inflation and output growth from targets, whereas Taylor's (1993) rule is purely backward-looking. On the other hand, Clarida, Galí and Gertler (2000) estimate forward-looking policy rules. Therefore, we replace (1.14) by the following backward-looking and forward-looking rules :

$$\tilde{R}_t = \rho_r \tilde{R}_{t-1} + (1 - \rho_r)(\rho_\pi \tilde{\pi}_{t-1} + \rho_Y \tilde{g}_{Yt-1}) + \varepsilon_{r,t}, \quad (1.19)$$

and,

$$\tilde{R}_t = \rho_r \tilde{R}_{t-1} + (1 - \rho_r)(\rho_\pi E_t \tilde{\pi}_{t+1} + \rho_Y E_t \tilde{g}_{Yt+1}) + \varepsilon_{r,t}. \quad (1.20)$$

We report only the impulse responses for price inflation and output. They are displayed

in Figure 1.5. The contemporaneous and backward-looking policy rules produce almost identical results. The forward-looking policy rule is somewhat more accommodative, but the results are broadly similar to those with the contemporaneous rule.¹²

Higher Frequency of Price Reoptimization

The benchmark value for the Calvo-probability of price non reoptimization ξ_p is $2/3$, implying a median waiting time between price adjustments of 5.1 months. Bils and Klenow (2004) report a median waiting time of 4.3 months when taking into account price changes associated with temporary sales. Lowering ξ_p from $2/3$ to 0.6 is equivalent to decreasing the median waiting time between price changes from 5.1 to 4.1 months. We also present results with $\xi_p = 0.55$. These results are presented in Figure 1.6.

With $\xi_p = 0.6$, the model still implies sluggish inflation, and persistent and hump-shaped responses in aggregate quantities. The real wage remains weakly procyclical, but the increase in the real wage is somewhat smaller since the countercyclical effect of sticky wages is stronger due to increased price flexibility. Also, with higher price flexibility, the increase in prices is somewhat stronger and so is the short-run increase in inflation.

Lower Frequency of Wage Reoptimization

A recent micro level study by Barattieri, Basu and Gottschalk (2010) suggests that the average waiting time between wage adjustments relevant for medium-scale macro models would be about 16.6 months for the years 1996-1999. This implies a probability of wage non reoptimization of 0.82 instead of $3/4$. As Figure 1.7 suggests, increasing ξ_w results in a higher persistence of wage and price inflation and a stronger response of aggregate quantities to a policy shock. However, this also increases the countercyclical pressure on the real wage. Still, we find that the real wage is weakly procyclical in the aftermath of an expansionary monetary policy shock.

12. We have also replaced the output gap measured in growth rate by its counterpart in level. With the output gap in level, the Taylor rule is somewhat less accommodative, but the response of output remains persistent and hump shaped and inflation responds less to a policy shock (not reported).

Hump-Shaped Response of Inflation

While Fuhrer and Moore (1995) and Nelson (1998) focus on the autocorrelations of inflation to measure persistence, Walsh (2005) asks whether a particular model can deliver a persistent and hump-shaped response of inflation following a monetary policy shock. His model includes sticky prices, labor market search, habit persistence and full indexation of prices to last period inflation.

Our assessment of the empirical literature on the response of inflation to a monetary policy shock is that it is hard to tell with any high degree of confidence what the evidence is. For example, while Fuhrer and Moore (1995) report high autocorrelations of inflation, their model with relative real wage contracts does not deliver a hump-shaped impulse response of inflation, but instead a sluggish inflation response similar to those implied by our models featuring roundabout production and nominal rigidities.¹³ In Christiano, Eichenbaum and Evans (2005), inflation initially declines in the aftermath of an expansionary monetary policy shock.

Like Walsh (2005), Christiano, Eichenbaum and Evans (2005), Smets and Wouters (2007) and Justiniano and Primiceri (2008), we add backward indexation to our model featuring input-output linkages and nominal rigidities. Since our model includes both sticky wages and sticky prices, we consider backward indexation of wages and prices to past inflation.¹⁴ Figure 1.8 shows that with backward indexation, our model also generates a hump-shaped response of inflation to a monetary policy shock. However, the hump-shaped impulse response of inflation here reflects the *ad hoc* backward indexation assumption, and this is likely to be the case in other DSGE models featuring backward indexation.

13. See Fuhrer and Moore (1995, Figure III).

14. See Christiano, Eichenbaum and Evans (2005, equations 8 and 16) for details about the indexation mechanism.

1.6 Neutral and Investment-Specific Technology Shocks

While Woodford (2009) argues that examining the effects of a monetary policy shock is a useful test to assess alternative macro models, this section also examines the effects of neutral and investment-specific technology shocks through the lens of our model. A wide range of studies suggest that monetary policy shocks explain a modest percentage of the variance of output fluctuations. Furthermore, real disturbances are generally believed to be an important source of business cycle fluctuations.

Building on the works of Greenwood, Hercowitz and Krusell (1997) and Galí (1999), Fisher (2006) proposes a structural vector autoregression approach in which long-run restrictions are used to identify investment-specific and neutral technology shocks and estimate their effects. Chari, Kehoe and McGrattan (2009) argue that among the many disturbances currently driving new keynesian models, only shocks to monetary policy, total factor productivity and investment-specific technology are truly structural and hence have a clear economic interpretation.

Here, we assume that the neutral technology shock is permanent. This implies replacing (1.2) by the following production function for a good of type j :

$$X_t(j) = \begin{cases} A_t \Gamma_t(j)^\phi [\widehat{K}_t(j)^\alpha L_t(j)^{1-\alpha}]^{1-\phi} - A_t F, & \text{if } A_t \Gamma_t(j)^\phi [\widehat{K}_t(j)^\alpha L_t(j)^{1-\alpha}]^{1-\phi} \geq A_t F \\ 0, & \text{otherwise,} \end{cases} \quad (1.21)$$

where the productivity shock A_t is assumed to follow the random-walk process :

$$\ln(A_t) = \ln(a) + \ln(A_{t-1}) + \eta_t^a, \quad \eta_t^a \sim N(0, \sigma_a^2). \quad (1.22)$$

The physical capital accumulation equation (1.11) is also replaced by,

$$K_t(i) = (1 - \delta)K_{t-1}(i) + \varepsilon_t^i \left[1 - S \left(\frac{I_t(i)}{I_{t-1}(i)} \right) \right] I_t(i), \quad (1.23)$$

where ε_t^i stands for an investment-specific shock that follows the exogenous process :¹⁵

$$\ln \varepsilon_t^i = \rho_i \ln \varepsilon_{t-1}^i + \eta_t^i, \quad \eta_t^i \sim N(0, \sigma_i^2). \quad (1.24)$$

Real variables have been appropriately divided by the level of neutral technology to ensure stationarity.

Figure 1.9 displays impulse responses to a positive one-percent innovation to neutral technology. Following the neutral technology shock, output modestly increases on impact, and then gradually rises afterwards until reaching its new long-run level. Inflation declines. The real wage increases modestly on impact, and then gradually rises towards its new long-run level. These impulse responses are broadly consistent with empirical evidence offered by Galí (1999), Francis and Ramey (2005), Basu, Fernald and Kimball (2006) and Liu and Phaneuf (2007).

Following a positive neutral technology shock, total hours worked decrease within the year, and increase afterwards with a lag of up to 4-5 quarters. Galí (1999) finds a similar response of hours using a five-variable SVAR model, and Basu, Fernald and Kimball (2006) obtain a similar short-run decline in hours following a technology improvement using a purified Solow residual controlling for non technological factors that affect measured total factor productivity. However, the short-run decline of hours implied by our model is inconsistent with evidence reported in Christiano, Eichenbaum and Vigfusson (2004). Working from a SVAR model with hours in log-levels instead of log-differences, they obtain a rise in hours following a positive neutral technology shock. Fernald (2007) argues that the different treatment of hours does not matter when accounting for statistically significant and economically plausible productivity slowdown and speedup. A neutral technology improvement is followed by a short-run decline of hours worked.

Figure 1.10 summarizes the effects of a one percent positive shock to investment-specific

15. In Fisher (2006), the investment-specific shock is permanent, an assumption which is not required in our context since we do not confront the impulse responses from our model to those of a structural vector autoregression.

technology. The impulse responses of output, investment, hours, materials input and capacity utilization are persistent and hump shaped. In contrast, using a version of the competitive equilibrium growth model inspired by Greenwood, Hercowitz and Krusell (1997), Fisher (2006) finds that output, investment and hours surge in response to an investment-specific technology shock. As in Fisher's model, consumption weakly declines. The real wage is weakly procyclical. Marginal cost and inflation adjust sluggishly in response to the investment-specific technology shock, and movements in value-added, hours and materials input are roughly proportionate.

It is well known that the postwar business cycle has been characterized by a strong positive comovement between hours and output. Seen through the lens of our model, monetary policy and investment-specific technology shocks stand as plausible driving forces behind this comovement, not neutral technology shocks.

1.7 Conclusion

A recent trend in new keynesian DSGE modeling has seen the number of frictions, adjustment lags and shocks increase considerably to better track short-run inflation dynamics and the persistence in aggregate fluctuations. This modeling strategy has been criticized. Some structural features, like backward-looking components in the NKPC model, are questionable since they lack a convincing microeconomic justification or are at odds with microeconomic evidence on the frequency of wage and price adjustments. Furthermore, of the numerous shocks now driving these models, some are dubiously structural and are thus difficult to interpret.

Our paper has offered a macroeconomic framework which is fully consistent with the optimizing behavior of households and firms and does not have to rely on *ad hoc* backward components to account for inflation inertia and persistence in aggregate quantities. In our model, the interactions between input-output linkages, nominal rigidities and monetary policy give rise to a strong multiplier for price stickiness (MPS). The model helps resolve several important puzzles found in the business cycle literature, including the

inflation persistence puzzle and the persistence problem of aggregate fluctuations following a monetary policy shock. A natural step forward would be to explore how the MPS interacts with other interesting mechanisms such as non-zero trend inflation.

Parameter	Value
Subjective discount factor	$\beta=0.99$
Preferences	$b=0.8,$ $\chi=2$
Technology parameters	$\phi=0.6,$ $\alpha=0.4$
Elasticity of substitution between differentiated goods	$\theta=6$
Elasticity of substitution between differentiated labor skills	$\sigma=6$
Capital depreciation rate	$\delta=0.025$
Investment adjustment cost parameter	$\kappa=3$
Capital utilization elasticity	$\sigma_a=1.5$
Probability of price non-reoptimization	$\xi_p = 2/3$
Probability of wage non-reoptimization	$\xi_w = 3/4$
Monetary policy parameters	$\rho_r = 0.8,$ $\rho_\pi = 1.5$ $\rho_Y = 0.125,$ $\sigma_{\epsilon_r} = 0.004$

Tableau 1.1 Calibrated Parameter Values

Order of autocorrelation	1	2	3	4	5	6
Price inflation measured by the NBD	0.826	0.799	0.756	0.661	0.580	0.536
Price inflation measured by the GDPD	0.870	0.820	0.801	0.787	0.716	0.676
Wage inflation measured by the NBC	0.527	0.483	0.445	0.518	0.442	0.443
Wage inflation measured by the AHEP	0.794	0.775	0.755	0.726	0.701	0.697

Tableau 1.2 U.S. Autocorrelations of Wage and Price Inflation (1959 :I to 2007 :III)

Notes : NBD refers to nonfarm business sector implicit deflator. GDPD to GDP implicit price deflator. NBC to nonfarm business sector compensation, and AHEP to average hourly earning of private industries.

Order of autocorrelation	1	2	3	4	5	6
1. SP	0.65	0.38	0.20	0.09	0.04	0.02
2. SP-RP($\phi = 0.6$)	0.81	0.63	0.48	0.37	0.27	0.20
3. SP-RP ($\phi = 0.7$)	0.83	0.67	0.54	0.43	0.34	0.26
4. SP-RP ($\phi = 0.8$)	0.85	0.71	0.59	0.48	0.39	0.31
5. SP-SW-RP ($\phi = 0.6$)	0.89	0.78	0.68	0.58	0.49	0.41
5. SP-SW-RP ($\phi = 0.7$)	0.90	0.80	0.70	0.60	0.52	0.43
5. SP-SW-RP ($\phi = 0.8$)	0.91	0.81	0.72	0.62	0.54	0.46
6. FM	0.92	0.75	0.58	0.42	0.26	0.13
7. KW	0.88	0.77	0.67	0.59	0.53	0.47

Tableau 1.3 Autocorrelations of Price Inflation in Alternative Models

Notes : SP stands for sticky-price model without roundabout production. SP-RP for sticky-price model with roundabout production. SP-SW-RP for model with sticky prices, sticky wages and roundabout production. FM for Fuhrer and Moore's (1995) model. KW for King and Watson's (1996) model.

Order of autocorrelation	1	2	3	4	5	6
1. SP	-0.10	-0.10	-0.10	-0.08	-0.05	-0.02
2. SP-RP ($\phi = 0.6$)	0.03	0.01	0.00	-0.01	-0.01	-0.02
3. SP-RP ($\phi = 0.7$)	0.05	0.02	0.01	0.01	0.00	0.00
4. SP-RP ($\phi = 0.8$)	0.05	0.02	0.01	0.00	-0.01	-0.02
5. SP-SW-RP ($\phi = 0.6$)	0.83	0.69	0.56	0.46	0.37	0.30
6. SP-SW-RP ($\phi = 0.7$)	0.83	0.68	0.56	0.45	0.36	0.29
7. SP-SW-RP ($\phi = 0.8$)	0.83	0.68	0.55	0.44	0.35	0.28

Tableau 1.4 Autocorrelations of Wage Inflation in Alternative Models

$k =$	1	2	3
$\rho_Y(k)$	0.38	0.30	0.20
$\rho_C(k)$	0.23	0.19	0.12
$\rho_I(k)$	0.31	0.27	0.17
$\rho_N(k)$	0.58	0.36	0.17

Tableau 1.5 Autocorrelations of the Growth Rates of U.S. Aggregate Quantities (1959 :I-2007 :III)

Order of autocorrelation	1	2	3
Output Growth			
1. SP	0.15	-0.05	-0.13
2. SP-RP ($\phi = 0.6$)	0.45	0.17	0.02
3. SP-RP ($\phi = 0.7$)	0.53	0.24	0.08
4. SP-RP ($\phi = 0.8$)	0.58	0.31	0.13
5. SP-SW-RP ($\phi = 0.6$)	0.61	0.34	0.15
6. SP-SW-RP ($\phi = 0.7$)	0.62	0.35	0.16
7. SP-SW-RP ($\phi = 0.8$)	0.64	0.37	0.19
Consumption Growth			
1. SP	0.26	-0.07	-0.19
2. SP-RP ($\phi = 0.6$)	0.43	0.10	-0.06
3. SP-RP ($\phi = 0.7$)	0.48	0.16	-0.01
4. SP-RP ($\phi = 0.8$)	0.52	0.21	0.03
5. SP-SW-RP ($\phi = 0.6$)	0.53	0.23	0.04
6. SP-SW-RP ($\phi = 0.7$)	0.54	0.24	0.05
7. SP-SW-RP ($\phi = 0.8$)	0.55	0.26	0.07
Investment Growth			
1. SP	0.34	0.01	-0.14
2. SP-RP ($\phi = 0.6$)	0.57	0.27	0.09
3. SP-RP ($\phi = 0.7$)	0.60	0.32	0.13
4. SP-RP with ($\phi = 0.8$)	0.62	0.36	0.18
5. SP-SW-RP ($\phi = 0.6$)	0.64	0.38	0.19
6. SP-SW-RP ($\phi = 0.7$)	0.65	0.40	0.21
7. SP-SW-RP ($\phi = 0.8$)	0.67	0.42	0.24
Hours Growth			
1. SP	0.60	0.04	-0.19
2. SP-RP ($\phi = 0.6$)	0.74	0.34	0.08
3. SP-RP ($\phi = 0.7$)	0.76	0.35	0.10
4. SP-RP ($\phi = 0.8$)	0.78	0.37	0.13
5. SP-SW-RP ($\phi = 0.6$)	0.61	0.33	0.14
6. SP-SW-RP ($\phi = 0.7$)	0.62	0.35	0.16
7. SP-SW-RP ($\phi = 0.8$)	0.63	0.36	0.18

Tableau 1.6 Autocorrelations of the Growth Rates of Aggregate Quantities in Alternative Models.

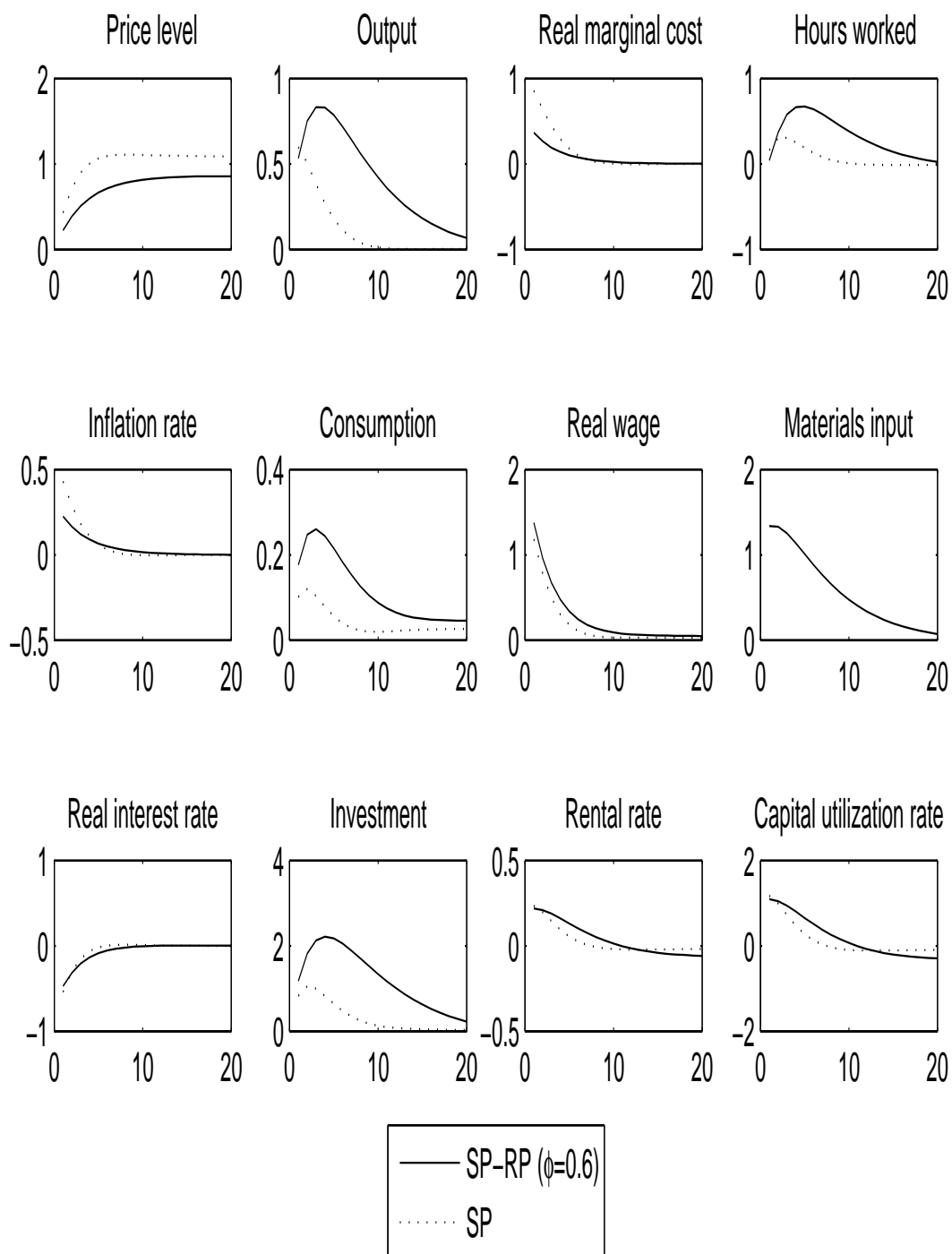


Figure 1.1 Roundabout Production, Sticky Prices and the MPS

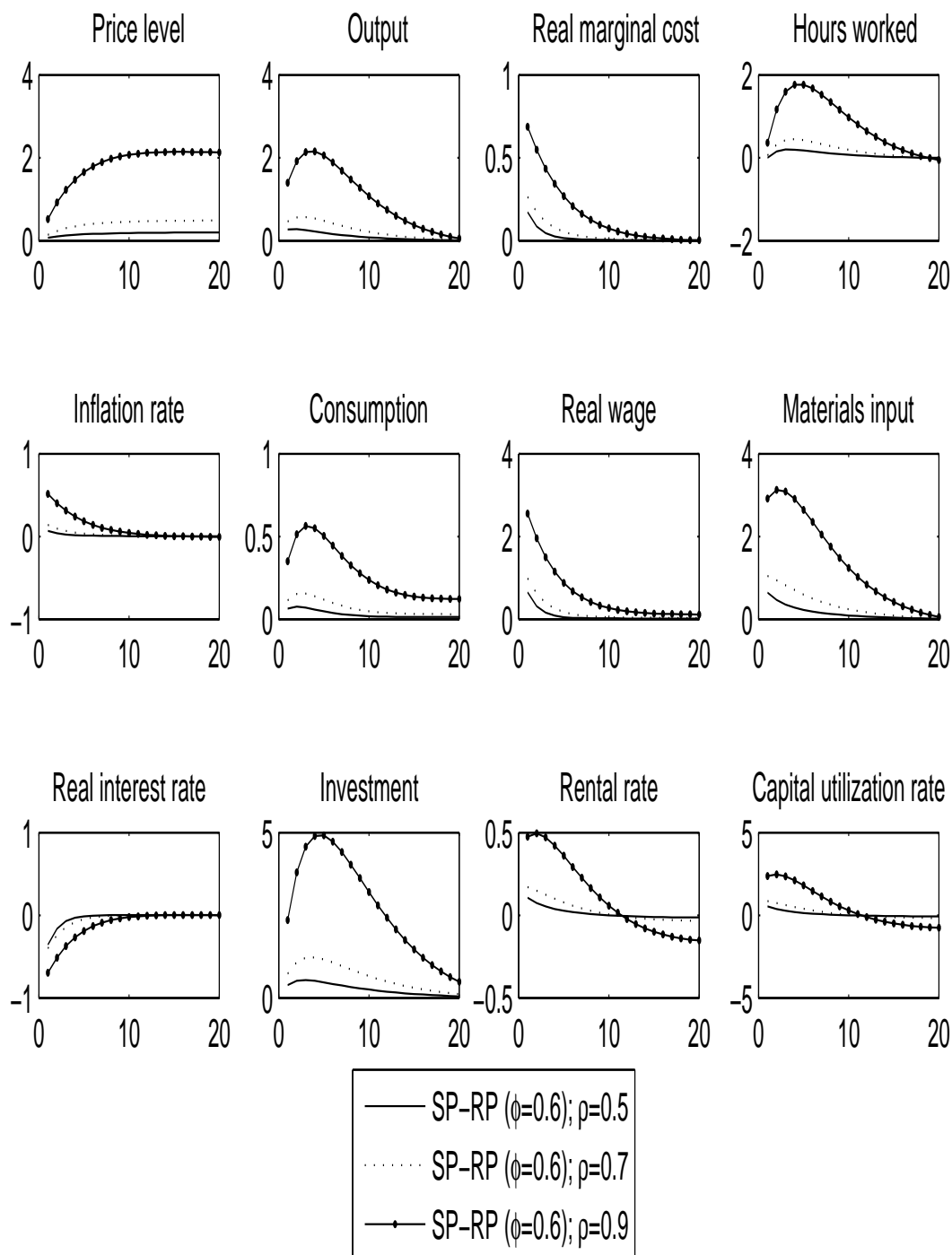


Figure 1.2 Policy Inertia and the MPS

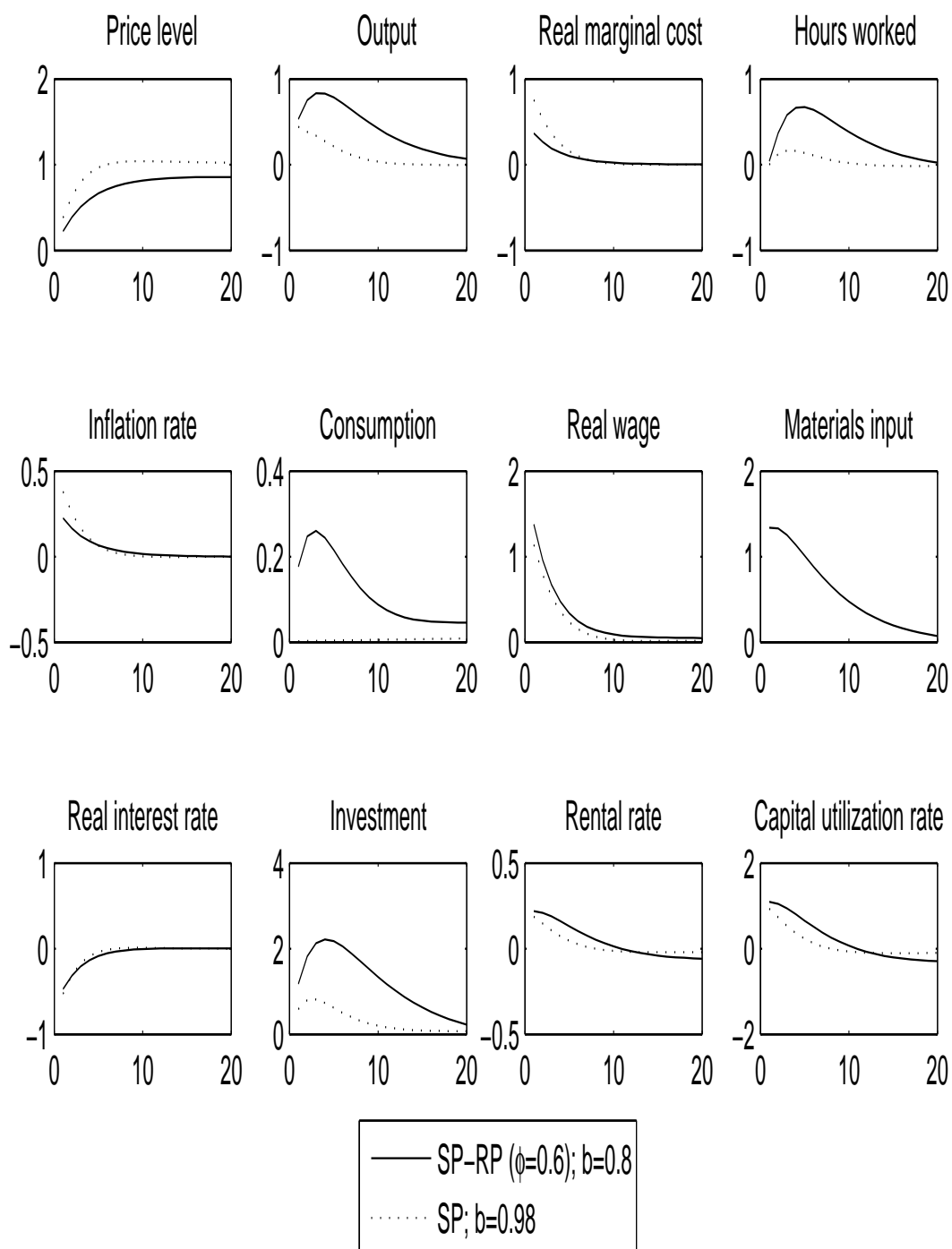


Figure 1.3 Sticky Prices and Habit Formation

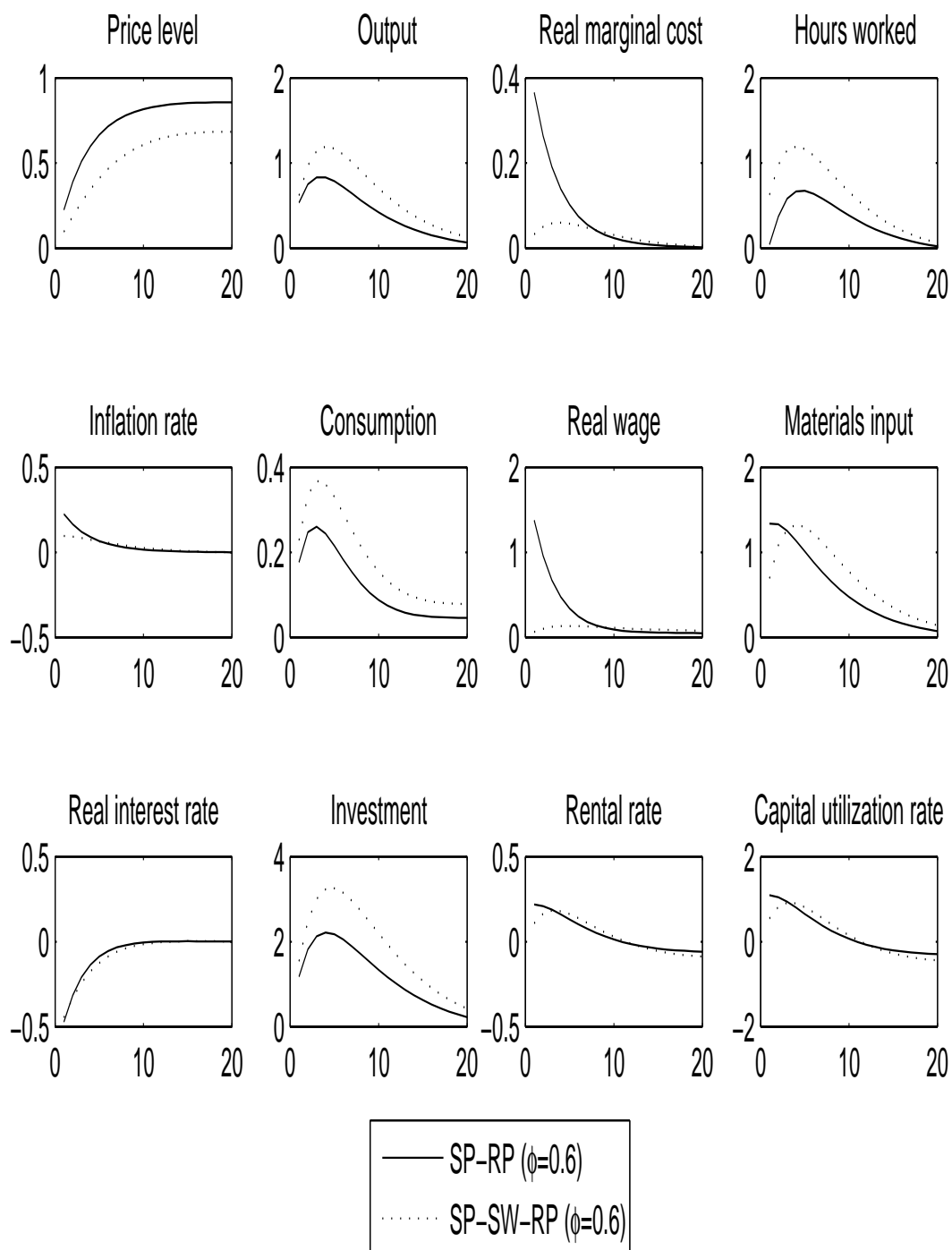


Figure 1.4 Roundabout Production, Sticky Prices and Sticky Wages

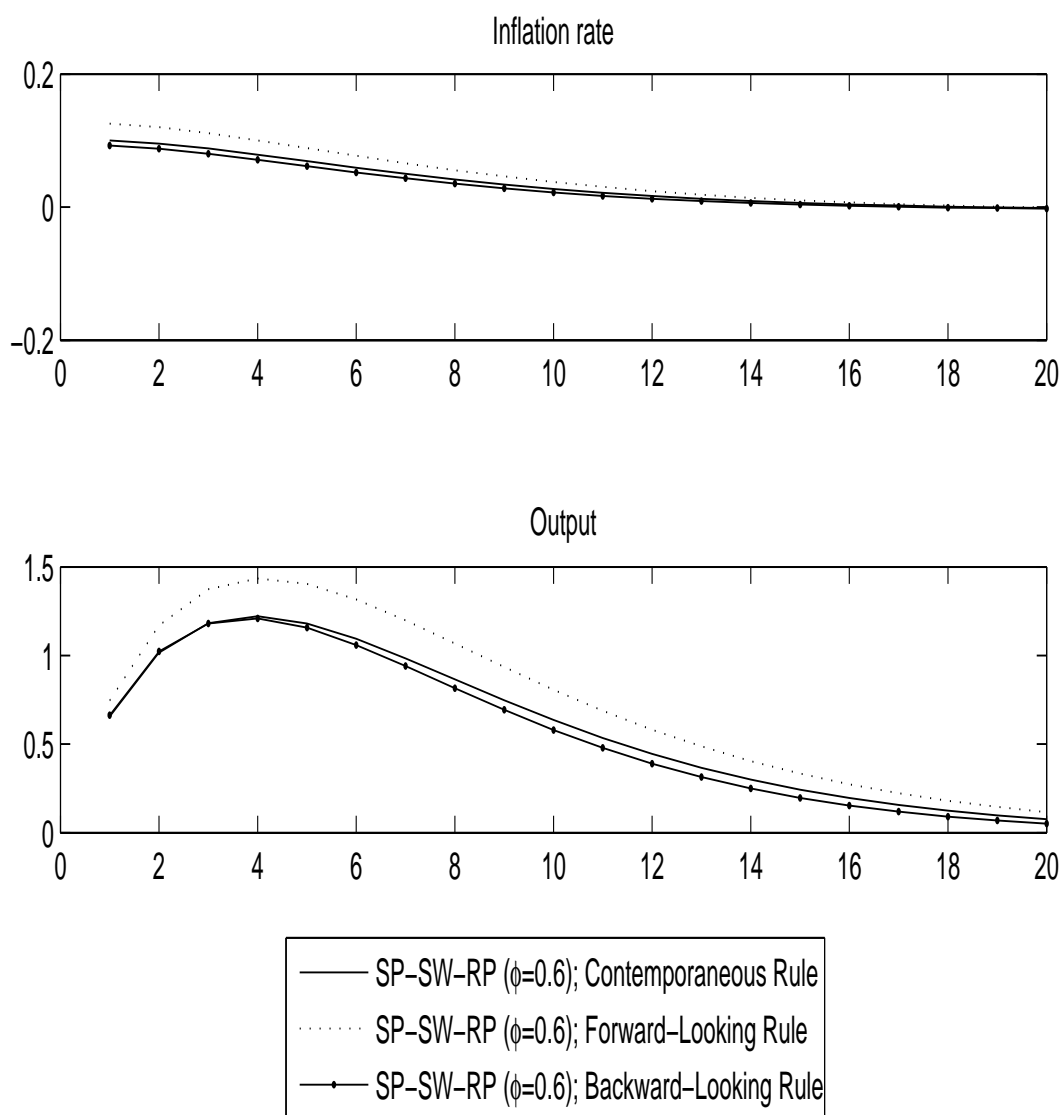


Figure 1.5 Backward vs Forward-Looking Policy Rules

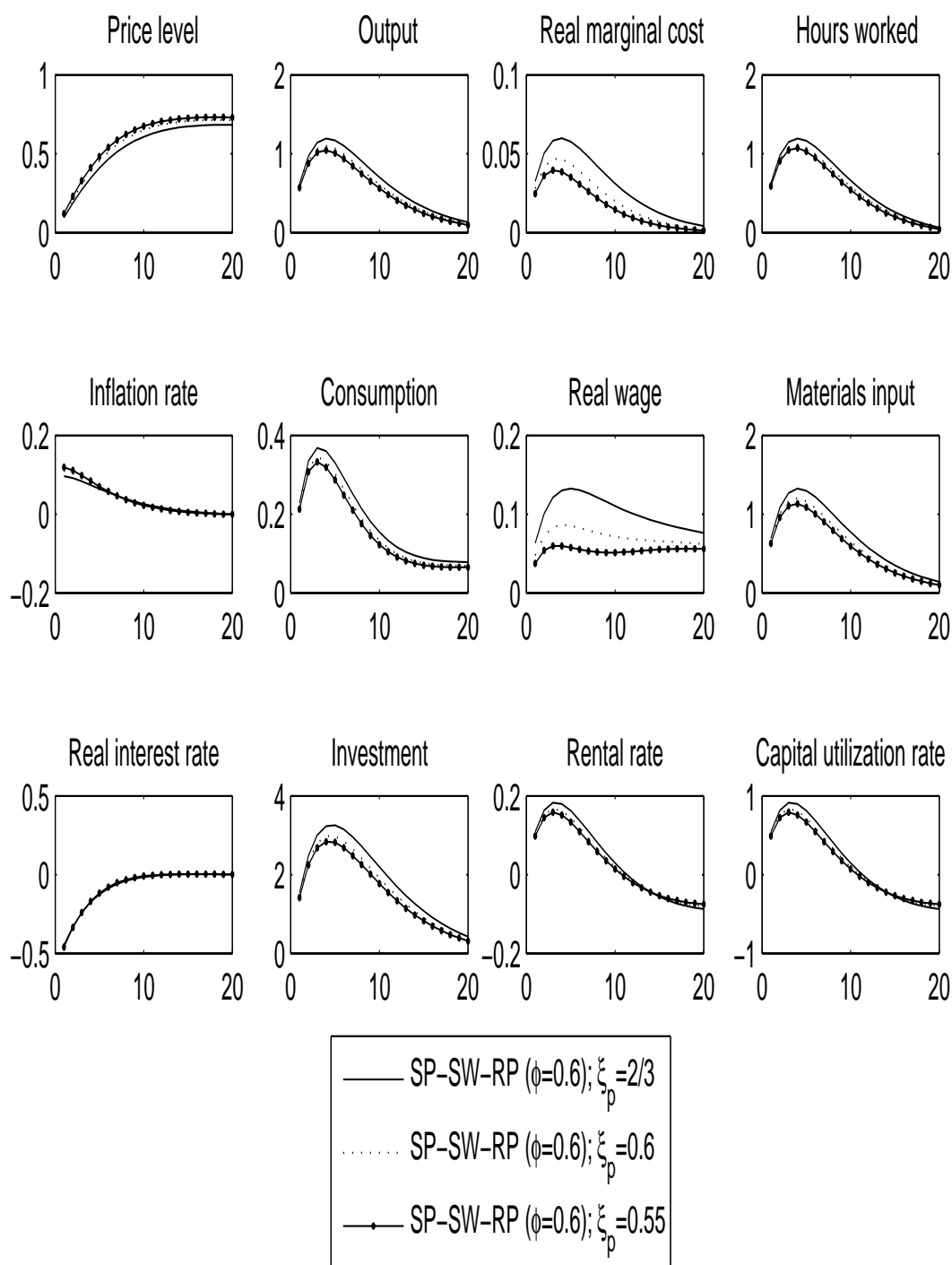


Figure 1.6 High Frequency of Price Reoptimization

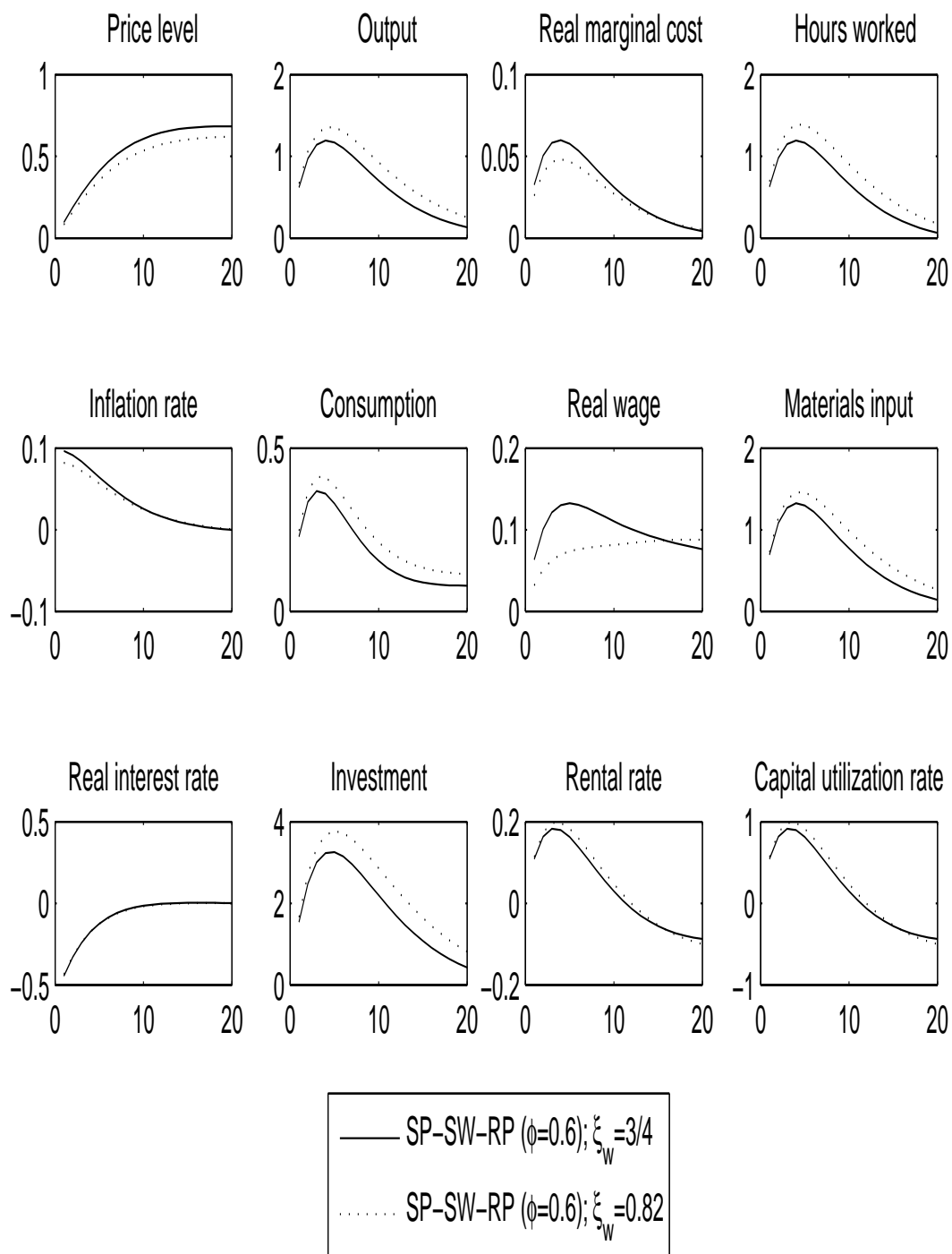


Figure 1.7 Low Frequency of Wage Reoptimization

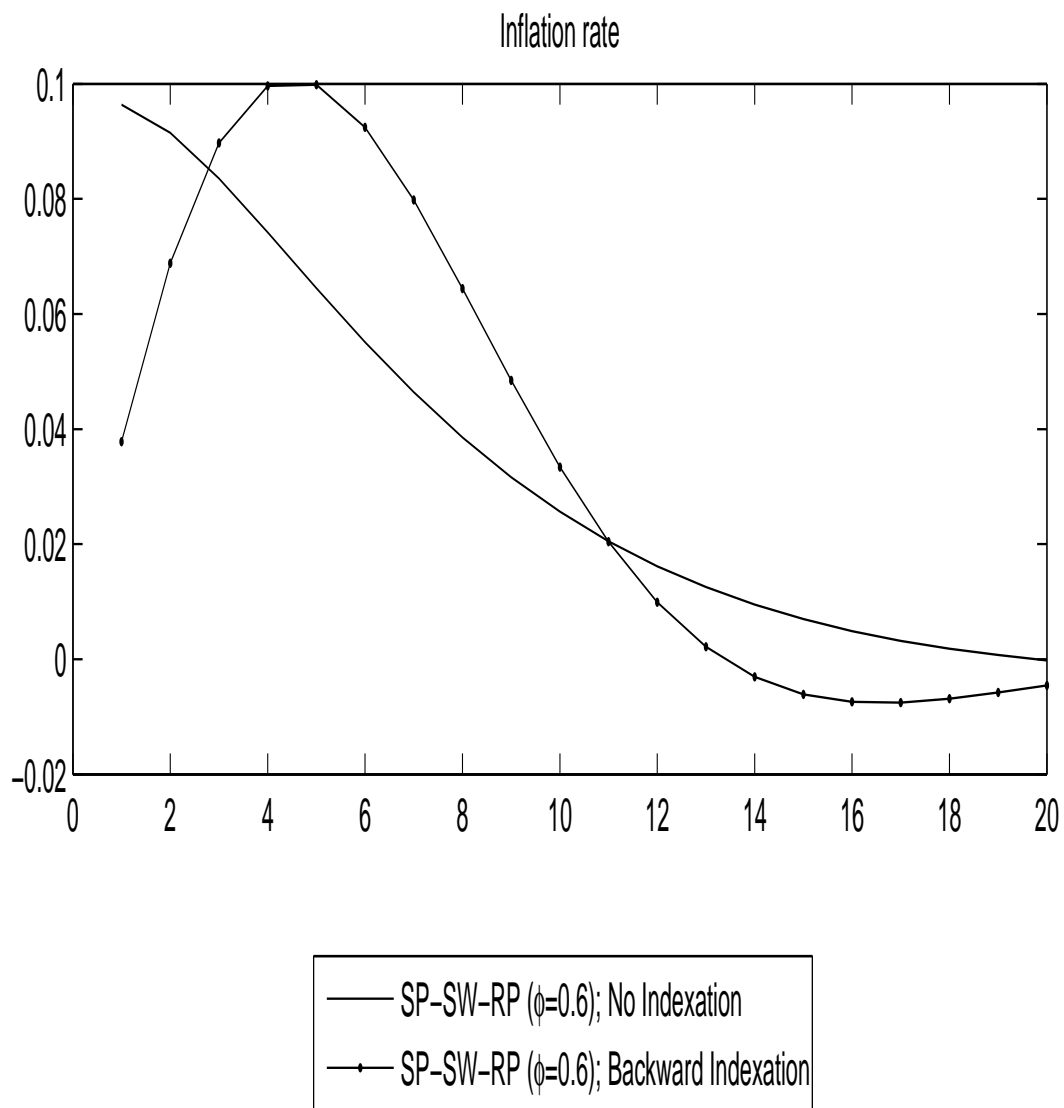


Figure 1.8 Hump-Shaped Response of Inflation

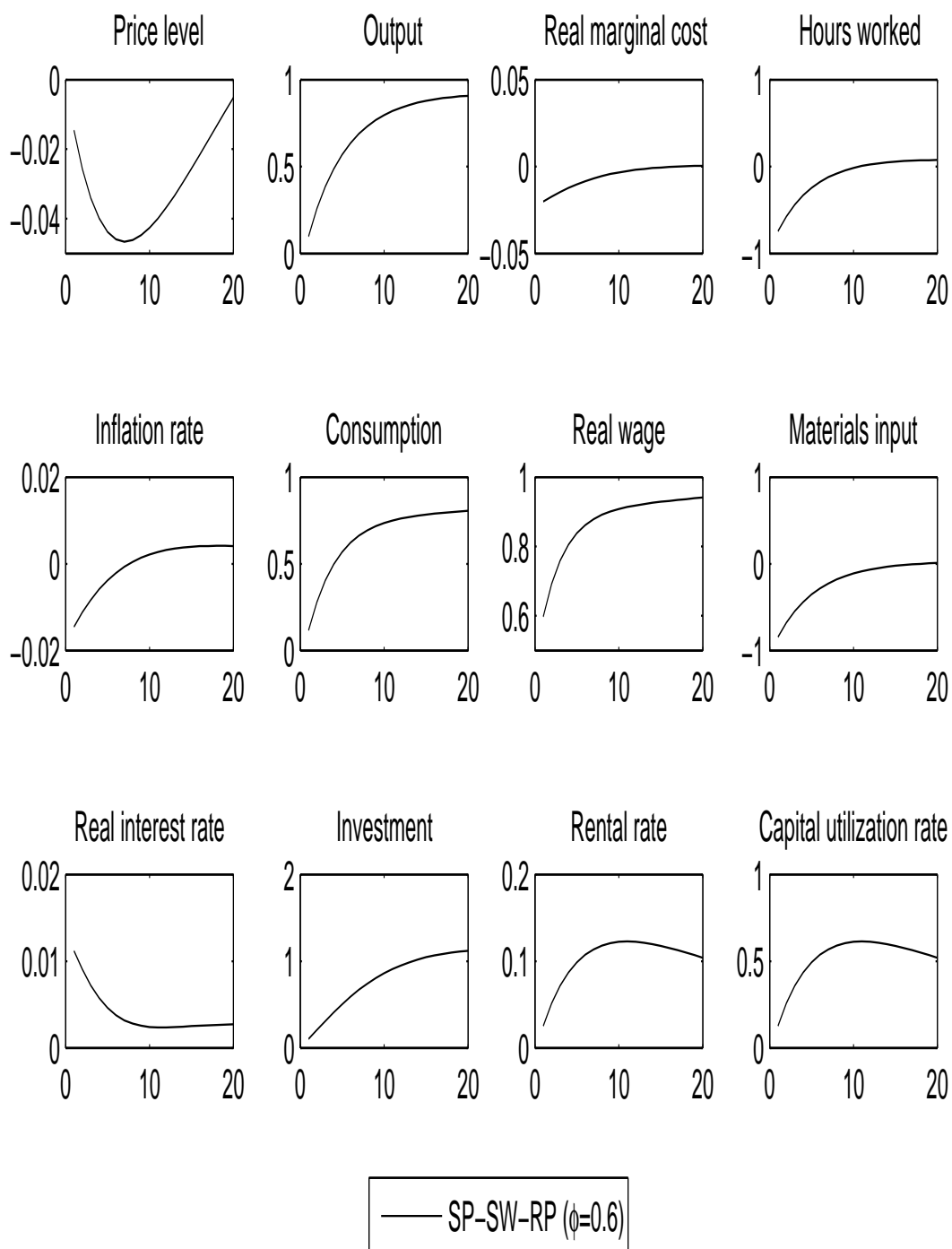


Figure 1.9 The Effects of Neutral Technology Shocks

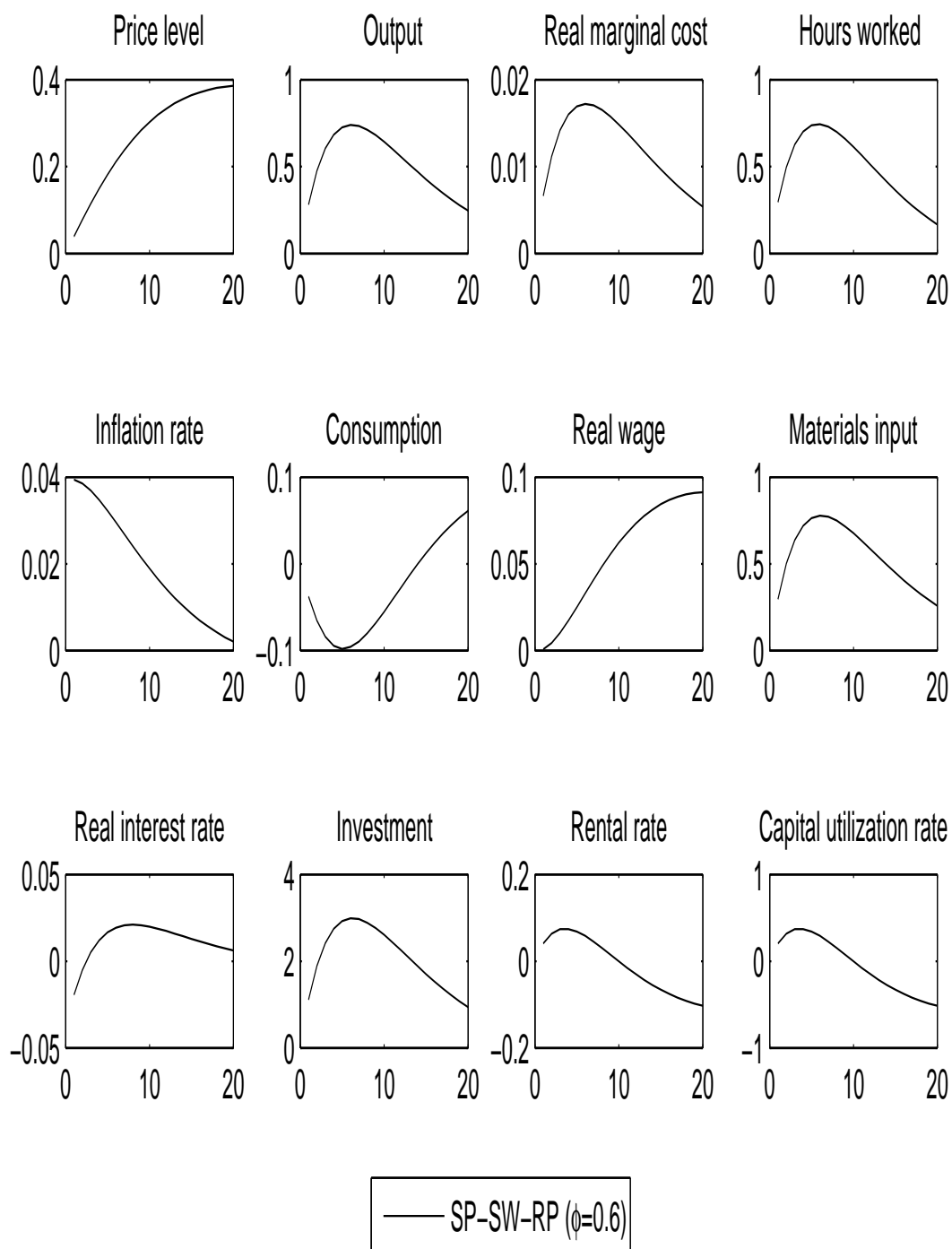


Figure 1.10 The Effects of Investment-Specific Shocks

CHAPITRE II

UNE RÉÉVALUATION DES EFFETS D'UNE TENDANCE INFLATIONNISTE POSITIVE DANS LE MODÈLE NÉO-KEYNÉSIEEN

2.1 Introduction

La plupart des textes en macroéconomie néo-keynésienne avec microfondements utilisent des modèles avec rigidités nominales qui sont log-linéarisés autour d'un état stationnaire particulier : celui à taux d'inflation nul. Or, l'expérience d'après-guerre dans plusieurs pays industrialisés témoigne d'un taux moyen d'inflation positif justifiant l'inclusion d'un taux d'inflation non nul à l'état stationnaire dans un cadre néo-keynésien. Plusieurs auteurs ont tenté de documenter les effets qu'occasionne la présence d'un taux d'inflation tendanciel non nul à l'état stationnaire sur le comportement du modèle néo-keynésien.

King et Wolman (1996) et Ascari (1998) ont été les premiers qui ont étudié les effets de l'inflation tendancielle sur les propriétés d'état stationnaire du modèle néo-keynésien standard. Par la suite, Graham et Snower (2004a, 2004b) et Karanassou et al. (2005) ont étudié la relation de long terme entre l'inflation et l'output dans un tel cadre. Bakhshi et al. (2002), Ascari (2004) et Amano, Ambler et Rebei (2007) ont montré qu'un trend positif d'inflation semble affecter de façon significative les propriétés de court terme des modèles d'équilibre général dynamique ainsi que leurs propriétés de long terme. Ascari et Ropele (2007, 2009) soutiennent qu'un taux d'inflation tendanciel, même faible, affecte la politique monétaire optimale et la dynamique des variables macroéconomiques en général. Ascari et al. (2011) montrent qu'en présence d'une tendance inflationniste

positive, le principe de Taylor est suffisant pour garantir un équilibre déterminé. Leurs résultats diffèrent cependant de ceux de Coibion et Gorodnichenko (2011) qui montrent qu'une tendance inflationniste positive peut invalider le principe de Taylor et altérer de façon significative les conditions d'équilibre déterminé. Cogley et Sbordone (2008) et Ireland (2007) montrent que la présence d'une tendance inflationniste variable peut accroître la persistance de l'inflation.

Jusqu'à maintenant, les travaux qui ont exploré les effets de la tendance inflationniste sur les propriétés du modèle néo-keynésien se sont appuyés sur des modèles DSGEs à prix rigides relativement simples, et dont le réalisme laissait parfois à désirer. Nous argumentons que l'omission de certains ingrédients théoriques importants ont faussé de manière importante les résultats obtenus jusqu'à maintenant.

En nous appuyant comme exemple sur le modèle d'Ascari (2004), cet essai vise trois objectifs. Premièrement, nous mettons à jour d'importantes lacunes du modèle néo-keynésien proposé par Ascari (2004). Ces lacunes portent principalement sur les effets de dynamique de court terme d'une tendance positive d'inflation. Deuxièmement, nous enrichissons le modèle d'Ascari en y introduisant deux ingrédients théoriques importants. Le premier est l'introduction d'une structure de production en boucle (roundabout production structure). Le second est l'ajout de coûts d'ajustement d'investissement. Troisièmement, nous utilisons cette version améliorée pour revoir de façon plus rigoureuse l'étude des effets de la tendance d'inflation sur les propriétés de court terme et de long terme du modèle néo-keynésien à prix rigides.

Les ingrédients théoriques ajoutés sont cruciaux à la bonne performance du modèle néo-keynésien. Le premier est la prise en compte d'une complémentarité stratégique entre firmes. Plusieurs auteurs ont souligné l'importance de la complémentarité stratégique aux fins de l'évaluation des effets quantitatifs de la politique monétaire sur l'output et la dynamique de l'inflation (voir, par exemple, Ball et Romer, 1990 ; Kimball, 1995 ; Christiano et al., 2001 ; Dostey et King, 2001 ; Neiss et Pappa, 2002 ; Woodford, 2002). Ici, la source de complémentarité stratégique prend la forme d'une structure de production

"en boucle". Celle-ci trouve un fondement empirique solide dans Basu (1995), dans les Tableaux Input-Output de l'économie américaine ainsi que dans Huang, Liu et Phaneuf (2004). Cette boucle de production vise à refléter un degré d'assemblage et de sophistication croissant des biens finaux produits dans les pays hautement industrialisés au cours du siècle dernier (Hanes, 1999 ; Huang et al., 2004). El Omari et Phaneuf (2012) montrent que l'interaction entre la boucle de production, les prix rigides et une politique monétaire endogène donne lieu à un *multiplicateur* de rigidité des prix qui permet de grandement améliorer la performance des modèles néo keynésiens.

Nous montrons que les effets de long terme de la complémentarité stratégique sont importants. Les pertes d'output à l'état stationnaire imputables au trend d'inflation positif sont beaucoup plus appréciables en présence d'une structure de production en boucle, alors qu'elles sont relativement faibles dans le modèle d'Ascari pour des valeurs réalistes de trend d'inflation. Nous montrons que dans le présent contexte elles peuvent être très appréciables même en présence de valeurs plausibles du taux d'inflation tendanciel. Un autre résultat est lié à l'ajout de coûts d'ajustement d'investissement. En l'absence de tels coûts, nous montrons que l'investissement et l'output explosent en réponse à un choc monétaire expansionniste dans le modèle préconisé par Ascari (2004). En présence de tels coûts, les effets d'un trend positif d'inflation sur la dynamique de court terme du modèle néo-keynésien sont beaucoup plus modestes et considérablement différents de ceux rapportés par Ascari (2004). Nous en concluons que l'impact du trend positif d'inflation sur les propriétés de court terme du modèle néo keynésien est nettement plus faible que ne le suggérait Ascari. Par contre, les pertes d'output à l'état stationnaire peuvent être nettement plus fortes que celles suggérées par son modèle.

L'article est structuré comme suit. Dans une deuxième section, nous exposons le modèle d'équilibre général intertemporel stochastique canonique d'Ascari (2004) auquel nous ajoutons des coûts d'ajustement sur l'investissement et une structure de production en boucle. Dans une troisième section, nous discutons de la paramétrisation du modèle. La quatrième section examine les résultats du modèle original d'Ascari. La cinquième section analyse l'effet des deux ajouts théoriques que nous proposons. La sixième section

examine la sensibilité des résultats à des variations de certains paramètres du modèle. Une dernière section exprime nos conclusions.

2.2 Le modèle

Ascari (2004) utilise un modèle néo-keynésien à deux variantes : une à capital fixe et l'autre à capital variable. Nous nous limitons à l'étude du modèle à capital variable.

2.2.1 Les firmes

Le bien X_t est composé des biens différenciés $X_{j,t}$ de telle façon que :

$$X_t = \left(\int_0^1 X_{j,t}^{1/\lambda_f} dj \right)^{\lambda_f}, \quad (2.1)$$

où $1 \leq \lambda_f = \frac{\theta}{\theta-1} < \infty$, et θ est l'élasticité de substitution entre les différents types de biens. Nous envisageons deux types d'économies quant à leur structure de production. Celle d'Ascari (2004) ne contient pas de boucle de production. Dans ce cas, X_t peut être interprété comme un bien final fabriqué par une firme représentative qui évolue sur un marché parfaitement concurrentiel, les $X_{j,t}$, $j \in [0, 1]$ représentant alors un continuum de biens intermédiaires. Dans le cas d'une économie avec boucle de production, X_t doit être interprété comme le produit brut agrégé et non comme le produit final agrégé. Dans ce cas, il faut éviter la "double comptabilité", point sur lequel nous reviendrons plus loin.

La maximisation du profit par la firme j donne lieu à l'équation d'Euler suivante :

$$\frac{X_{j,t}}{X_t} = \left(\frac{P_t}{P_{j,t}} \right)^{\frac{\lambda_f}{\lambda_f-1}}, \quad (2.2)$$

En intégrant (2.2), tout en imposant (2.1), on obtient l'indice agrégé des prix :

$$P_t = \left[\int_0^1 P_{j,t}^{\frac{1}{(1-\lambda_f)}} \right]^{1-\lambda_f}. \quad (2.3)$$

Chaque firme j produit un bien intermédiaire, $X_{j,t}$. La technologie suivante sert à la

production du bien j :

$$X_{j,t} = \begin{cases} \Gamma_{j,t}^\phi [K_{j,t}^{1-\sigma} L_{j,t}^\sigma]^{1-\phi} - F, & \text{si } \Gamma_{j,t}^\phi [K_{j,t}^{1-\sigma} L_{j,t}^\sigma]^{1-\phi} \geq F \\ 0, & \text{autrement,} \end{cases} \quad (2.4)$$

où $0 < \sigma < 1$. L'exposant ϕ représente la part de l'input intermédiaire dans la production. Les variables $\Gamma_{j,t}$, $L_{j,t}$ et $K_{j,t}$ dénotent, respectivement, l'input intermédiaire, les heures totales de travail et la quantité de capital utilisés comme intrants dans la fabrication du bien j , alors que F représente un coût fixe de production lequel assure que les profits sont nuls à l'état stationnaire. Dans une économie sans boucle de production à l'Ascari, le bien agrégé X_t peut servir de bien final de consommation ou d'investissement. Dans une économie avec boucle de production, il peut servir de bien final de consommation ou d'investissement, ou en tant qu'intrant intermédiaire en production.

La firme intermédiaire j ajuste son prix à la période t seulement sur réception d'un signal aléatoire dicté par une probabilité constante $(1 - \alpha)$.

Choix du prix optimal

La firme intermédiaire qui reçoit le signal $(1 - \alpha)$ à la période t , choisira un prix $P_{j,t}^*$ qui maximise son profit futur anticipé et escompté :

$$\max_{P_{j,t}^*} E_t \sum_{l=0}^{\infty} (\alpha)^l D_{t,t+l} (P_{j,t}^* X_{j,t+l} - CT(X_{j,t+l})), \quad (2.5)$$

sujet à la contrainte

$$X_{j,t+l} = \left(\frac{P_{j,t}^*}{P_{t+l}} \right)^{-\theta} X_{t+l}. \quad (2.6)$$

Ici, $CT(X_{j,t+l})$ dénote la fonction de coût total associée à la production de $X_{j,t+l}$. $D_{t,t+l}$ est le facteur d'escompte stochastique lequel est égal à $\frac{\beta^l \lambda_{t+l}}{\lambda_t}$.

Le prix agrégé évolue selon

$$P_t = \left[\alpha (P_{t-1})^{1-\theta} + (1 - \alpha) (P_{j,t}^*)^{1-\theta} \right]^{\frac{1}{1-\theta}}. \quad (2.7)$$

La solution du problème de maximisation décrit par (2.5) prend la forme suivante (voir

Schmitt-Grohe et Uribe, 2005, pour des dérivations plus détaillées) :

$$P_{j,t}^* = \left(\frac{\theta}{\theta - 1} \right) \left[\frac{E_t \sum_{l=0}^{\infty} (\alpha\beta)^l \lambda_{t+l} X_{j,t+l} m c_{j,t+l} P_{t+l}^{\theta}}{E_t \sum_{l=0}^{\infty} (\alpha\beta)^l \lambda_{t+l} X_{j,t+l} P_{t+l}^{\theta-1}} \right], \quad (2.8)$$

où $m c_{j,t+l}$ dénote le coût marginal réel associé au problème de maximisation de la firme j . Puisque le capital est parfaitement mobile entre les firmes, celles-ci partagent un ratio capital-travail identique et ont les mêmes coûts marginaux réels. Par conséquent, il est possible d'abandonner l'indice j dans (2.8). Toutes les firmes qui réoptimisent leurs prix lors d'une quelconque période choisiront un prix identique. En tenant compte de ceci, et après quelques modifications, les équations (2.7) et (2.8) deviennent

$$1 = \alpha (\pi_t)^{\theta-1} + (1 - \alpha)(p_t^*)^{1-\theta}, \quad (2.9)$$

et

$$p_t^* = \left(\frac{\theta}{\theta - 1} \right) \left[\frac{E_t \sum_{l=0}^{\infty} (\alpha\beta)^l \lambda_{t+l} X_{t+l} m c_{t+l} \left(\frac{1}{\pi_{t+1,t+l}} \right)^{-\theta}}{E_t \sum_{l=0}^{\infty} (\alpha\beta)^l \lambda_{t+l} X_{t+l} \left(\frac{1}{\pi_{t+1,t+l}} \right)^{1-\theta}} \right], \quad (2.10)$$

où $p_t^* = \frac{P_t^*}{P_t}$.

Comme nous étudions une économie à taux positif d'inflation à l'état stationnaire, nous joignons au modèle deux équations auxiliaires permettant d'exprimer chacune des deux sommes infinies dans l'équation (2.10) de manière récursive, en termes de deux variables artificielles, dénotées par x_t^1 et x_t^2 :

$$x_t^1 = \lambda_t X_t m c_t + \alpha\beta E_t \left(\left(\frac{1}{\pi_{t+1}} \right)^{-\theta} x_{t+1}^1 \right), \quad (2.11)$$

$$x_t^2 = \lambda_t X_t + \alpha\beta E_t \left(\left(\frac{1}{\pi_{t+1}} \right)^{1-\theta} x_{t+1}^2 \right), \quad (2.12)$$

et

$$p_t^* = \frac{\theta}{\theta - 1} \frac{x_t^1}{x_t^2}. \quad (2.13)$$

Enfin, nous définissons une mesure captant la dispersion des prix comme :

$$s_t \equiv \int_0^1 \left(\frac{P_{j,t}}{P_t} \right)^{-\theta} dj. \quad (2.14)$$

Cette variable mesure la perte d'efficacité causée par la dispersion des prix sous le mécanisme de Calvo : une valeur plus élevée de s_t signifie qu'il faut plus de ressources pour produire un niveau donné d'output. Sous les hypothèses de fixation des prix à la Calvo, l'équation pour s_t peut être réécrite comme (voir l'appendice d'Ascari et Ropele, 2009) :

$$s_t = (1 - \alpha) \left[\frac{P_t^*}{P_t} \right]^{-\theta} + \alpha \left(\frac{1}{\pi_t} \right)^{-\theta} s_{t-1}. \quad (2.15)$$

Dans notre modèle, la dynamique de l'inflation est caractérisée par les équations (2.9), (2.11), (2.12), (2.13) et (2.15). Notre généralisation englobe la courbe de Phillips néo-keynésienne standard avec tendance d'inflation nulle ($\bar{\pi} = 1$). Dans ce cas particulier, les deux variables auxiliaires et la mesure de dispersion des prix deviennent sans importance pour la dynamique de l'inflation. Le système d'équations se réduit à la spécification standard de la courbe de Phillips $\pi_t = E_t(\pi_{t+1}^\beta) m c_t^{\frac{(1-\beta\alpha)(1-\beta)}{\alpha}}$.

Problème de minimisation des coûts

Chaque firme intermédiaire est confrontée au problème de minimisation de coûts suivant :

$$\min_{\Gamma_{j,t}, K_{j,t}, L_{j,t}} E_t \sum_{t=0}^{\infty} \left\{ P_t \Gamma_{j,t} + R_t^k K_{j,t} + W_t L_{j,t} \right\}, \quad (2.16)$$

sous la contrainte :

$$X_{j,t} = \Gamma_{j,t}^\phi \left[K_{j,t}^{1-\sigma} L_{j,t}^\sigma \right]^{1-\phi} - F. \quad (2.17)$$

Les conditions d'optimalité découlant de ce problème sont :

$$W_t = (1 - \phi) \sigma \frac{s_t X_t}{L_{j,t}} M C_{j,t}, \quad (2.18)$$

$$R_t^k = (1 - \phi)(1 - \sigma) \frac{s_t X_t}{K_{j,t}} M C_{j,t}, \quad (2.19)$$

$$P_t = \phi \frac{s_t X_t}{\Gamma_{j,t}} M C_{j,t}, \quad (2.20)$$

$M C_{j,t}$ étant le coût marginal nominal.

À partir des équations (2.18), (2.19) et (2.20), on peut écrire

$$M C_{j,t} = \Omega_{(\phi, \sigma)} P_t^\phi \left[(R_t^k)^{(1-\sigma)} (W_t)^\sigma \right]^{1-\phi}, \quad (2.21)$$

où $\Omega_{(\phi,\sigma)}$ est une constante qui dépend des paramètres ϕ et σ . En divisant l'équation (2.21) par P_t , on trouve le coût marginal réel :

$$mc_{j,t} = \Omega_{(\phi,\sigma)} \left[(r_t^k)^{(1-\sigma)} (w_t)^\sigma \right]^{1-\phi}, \quad (2.22)$$

où w_t et r_t^k sont, respectivement, le salaire réel et le taux de rendement réel sur le capital.

2.2.2 Les ménages

La fonction d'utilité est donnée par

$$U = \left\{ \left[bC^{(\eta-1)/\eta} + (1-b) \left(\frac{M}{P} \right)^{(\eta-1)/\eta} \right]^{\eta/(\eta-1)} (1-L)^e \right\}^{(1-\chi)} / (1-\chi), \quad (2.23)$$

où C est la consommation réelle, $\frac{M}{P}$ est l'encaisse réelle et L étant le nombre des heures travaillées.

Les conditions du premier ordre pour le ménage représentatif sont comme suit :

$$\frac{W_t}{P_t} = \frac{eC_t \left[1 + \bar{b} \left(\frac{m_t}{C_t} \right)^{\frac{\eta-1}{\eta}} \right]}{1 - L_t}, \quad (2.24)$$

$$\frac{U_m(t)}{U_C(t)} = \bar{b} \left(\frac{C_t}{m_t} \right)^{\frac{1}{\eta}} = \frac{i_t}{1 + i_t}, \quad (2.25)$$

$$E_t \left(\frac{U_C(t)}{U_C(t+1)} \beta (1 + r_t) \right) = E_t \left[\left(\frac{C_t}{C_{t+1}} \right)^{\frac{-1}{\eta}} \left(\frac{cm_t}{cm_{t+1}} \right)^{\frac{1}{\eta} - \chi} \left(\frac{1 - L_t}{1 - L_{t+1}} \right)^{e(1-\chi)} \beta (1 + r_t) \right] = 1, \quad (2.26)$$

où W_t = salaire nominal; P_t = niveau de prix général; C_t = consommation; $m_t = \left(\frac{M_t}{P_t} \right)$ = encaisse réelle; $\bar{b} = \frac{1-b}{b}$; $cm_t = \left[bC_t^{\frac{\eta-1}{\eta}} + (1-b)m_t^{\frac{\eta-1}{\eta}} \right]^{\frac{\eta}{\eta-1}}$; L_t = offre de travail; $U_X(t)$ = utilité marginale par rapport à l'argument "X" (pour X = C, m); i_t = taux d'intérêt nominal; r_t = taux d'intérêt réel.

Décision d'investissement

Les ménages choisissent le stock de capital et le montant d'investissement afin de maximiser leur fonction d'utilité intertemporelle (2.23) soumise à la contrainte budgétaire et à l'équation d'accumulation du capital donnée par

$$K_{i,t} = \left[1 - S \left(\frac{i_{i,t}}{i_{i,t-1}} \right) \right] i_{i,t} + (1 - \delta) K_{i,t-1}, \quad (2.27)$$

où δ = taux de dépréciation. La fonction $S(\cdot)$ prend en compte l'existence de coûts à l'ajustement d'investissement. " $S(\cdot)$ " est une fonction croissante et strictement convexe. La fonction $S(\cdot)$ satisfait les propriétés suivantes : $S(1) = S'(1) = 0$ et $\kappa \equiv S''(1) > 0$. Ces propriétés assurent l'absence de coûts d'ajustement à l'état stationnaire. En conséquence, l'état stationnaire du modèle ne dépend pas du paramètre " κ ". Cependant, la dynamique du modèle à court terme est étroitement liée aux valeurs prises par " κ ".

En notant τ_t le multiplicateur de Lagrange sur l'équation d'accumulation du capital, les conditions d'optimalité du problème de maximisation du ménage par rapport au capital et à l'investissement sont données par :

$$\tau_t = E_t \left[\beta \frac{\lambda_{t+1}}{\lambda_t} (\tau_{t+1}(1 - \delta) + q_{t+1}) \right], \quad (2.28)$$

$$1 = \tau_t \left[1 - S \left(\frac{i_t}{i_{t-1}} \right) - \frac{i_t}{i_{t-1}} S' \left(\frac{i_t}{i_{t-1}} \right) \right] + \beta E_t \left[\tau_{t+1} \frac{\lambda_{t+1}}{\lambda_t} \left(\frac{i_{t+1}}{i_t} \right)^2 S' \left(\frac{i_{t+1}}{i_t} \right) \right]. \quad (2.29)$$

2.2.3 Le gouvernement

Le gouvernement injecte de la monnaie dans l'économie via des transferts nominaux, tels que $T_t = M_t - M_{t-1}$, où M_t est l'offre nominale agrégée de la monnaie. Ascari (2004) suppose que l'offre de la monnaie à l'état stationnaire évolue suivant la règle suivante :

$$\gamma = \frac{M_t}{M_{t-1}}, \forall t.$$

2.2.4 Agrégation

En intégrant la fonction de demande conditionnelle de la firme j donnée par (2.2) par rapport à "j", nous trouvons la contrainte de ressource agrégée suivante :

$$s_t X_t = (c_t + i_t + \Gamma_t) \int_0^1 \left(\frac{P_{j,t}}{P_t} \right)^{-\theta} dj, \quad (2.30)$$

De plus, nous avons :

$$s_t X_t = \Gamma_t^\phi [K_t^{1-\sigma} L_t^\sigma]^{1-\phi}, \quad (2.31)$$

X_t dénote le produit agrégé et K_t , L_t et Γ_t sont, respectivement, le capital agrégé, les heures totales de travail et la quantité totale d'inputs intermédiaires utilisée à des fins de production.

La contrainte de ressources agrégée prend en considération l'inefficience dans l'allocation des ressources engendrée par la dispersion des prix à travers les firmes intermédiaires. Comme mentionné ci-dessus, la mesure de dispersion des prix s_t est comprise entre 0 et 1. Sous l'hypothèse de fixation des prix à la Calvo, la distorsion de prix peut s'écrire sous forme récursive de la façon suivante :

$$s_t = (1 - \alpha) \left[\frac{P_t^*}{P_t} \right]^{-\theta} + \alpha \left(\frac{1}{\pi_t} \right)^{-\theta} s_{t-1}. \quad (2.32)$$

Les profits agrégés sont donnés par

$$\Pi_t = P_t X_t - \left(P_t \Gamma_t + R_t^k K_t + W_t L_t \right) \quad (2.33)$$

La valeur ajoutée en production Y_t est liée au produit brut par

$$Y_t = X_t - \Gamma_t \quad (2.34)$$

2.3 Calibration

Afin de simuler les différentes variantes du modèle, nous procédons à la calibration des différents paramètres. La calibration s'appuie principalement sur la paramétrisation rapportée par Ascari (2004). Les paramètres à calibrer sont le facteur d'escompte β , le taux

de dépréciation du capital δ , l'élasticité de substitution entre les biens différenciés θ , l'élasticité de la valeur ajoutée par rapport à l'input-travail σ , la probabilité Calvo de non-réoptimisation des prix α , le paramètre déterminant l'importance des coûts d'ajustement d'investissement κ , les paramètres relatifs à l'équation de demande de monnaie (η et b) et l'élasticité de l'output par rapport à l'input intermédiaire ϕ .

Le facteur d'escompte a été fixé à $(0.965)^{1/4}$, ce qui implique un taux d'intérêt réel annuel à l'état stationnaire de 3.6%. Le taux de dépréciation du capital δ est égal à $1 - (0.92)^{1/4}$, ce qui correspond à un taux annuel de dépréciation du capital de 8.5%. Comme dans Chari, Kehoe, et McGrattan (2000), Basu et Fernald (2001), Huang et Liu (2002) et Liu et Phaneuf (2007), l'élasticité de substitution entre les biens différenciés a été fixée à 10, ce qui implique un markup sur les prix à l'état stationnaire de 1.11. Nakamura et Steinsson (2010) supposent une valeur de 1.33 dans un modèle intégrant des coûts de menu et une structure de production en boucle. La probabilité Calvo de non-réoptimisation des prix α est de 0.75, ce qui implique une durée moyenne des contrats de prix de 4 trimestres. Le paramètre déterminant l'importance des coûts d'ajustement d'investissement κ a été fixé à 3.57, ce qui correspond à celui rapporté par Christiano et al. (1998). Les paramètres relatifs à l'équation de demande de monnaie ont été tirés de Chari et al. (2000), ainsi $\eta = 0.39$ et b a été fixé de telle sorte que $(M/PC) = 1.2$.

Le paramètre ϕ mesure la part des paiements alloués à l'achat des inputs intermédiaires dans le coût total de production. L'étude empirique de Jorgenson, Gollop et Fraumeni (1987) suggère que la part-revenu de l'input intermédiaire dans l'output total du secteur manufacturier est de 50%, ce qui pour un markup des prix à l'état stationnaire de 1.11 se traduit par une valeur de ϕ de 0.56. Les Tables Input-Output du Bureau d'Analyse Économique (BEA, 1997) indiquent quant à elles un ratio "des inputs intermédiaires totaux" à la "production totale de l'industrie" pour le secteur manufacturier de 0.68, ce qui implique avec un markup à l'état stationnaire de 1.2 un ϕ de 0.754. Bergin et Feenstra (2000) supposent que la valeur de ϕ varie entre 0.8 et 0.9, alors que Huang et Liu (2001), Huang, Liu et Phaneuf (2004) et Nakamura et Steinsson (2010) proposent une part d'inputs intermédiaire de l'ordre de 0.7. Nous adoptons un point de vue très

conservateur et fixons la valeur de ϕ à 0.6.

2.4 Modèle Ascari (2004)

Les équations clés du modèle sont log-linéarisées autour d'un état stationnaire à taux d'inflation positif comme dans Ascari. Tout d'abord, nous simulons le modèle original d'Ascari (2004) avec capital variable. Ce modèle est celui pour lequel $\phi = 0$ et $\kappa = 0$. Nous reproduisons le plus fidèlement possible les sentiers de réponse théorique de l'output suivant un choc monétaire expansionniste de 1% selon le taux d'inflation tendanciel comme rapporté par Ascari (2004). Également, nous reproduisons la figure révélant les pertes d'output en fonction du trend d'inflation.

La figure 2.1 représente les réponses théoriques de l'output à un choc de 1% sur le taux de croissance de la monnaie¹ en fonction du taux d'inflation tendanciel, lesquelles sont identiques à celles d'Ascari (2004, pp.651). Comme le montre cette figure, les sentiers de réponse de l'output sont très sensibles au niveau de l'inflation tendancielle. En effet, le niveau de l'output à l'impact induit par le choc monétaire croît très fortement avec le taux d'inflation tendanciel. Lorsque le taux d'inflation tendanciel est de 10% (sur une base annualisée), la réponse de l'output atteint à l'impact un niveau extrêmement élevé (87%). Il est à noter aussi que la persistance de l'output est très faible même en présence d'un taux d'inflation tendanciel élevé (10%).

La figure 2.2 présente les sentiers de réponse de l'investissement à un choc monétaire de 1% en fonction du taux d'inflation tendanciel. Elle montre bien que les réponses théoriques de l'investissement sont très sensibles aux variations du taux d'inflation tendanciel. En effet, le niveau de l'investissement à l'impact induit par le choc monétaire augmente très fortement avec le taux d'inflation tendanciel. Lorsque le taux d'inflation tendanciel est de 10%, la réponse de l'investissement atteint à l'impact un niveau extrêmement irréaliste (380%). Comme dans le cas de l'output, la persistance de l'investissement est

1. Comme dans Chari et al. (2000), Ascari (2004) calibre à 0.57 le coefficient d'autocorrélation du processus AR(1) qui gouverne l'évolution du taux de croissance de l'offre de la monnaie.

aussi très faible même en présence d'un taux d'inflation tendanciel élevé (10%).

Ces résultats ont mené à la conclusion que la présence d'un trend positif d'inflation affecte grandement la dynamique de court terme du modèle néo keynésien à prix rigides. Toutefois, ils sont invraisemblables puisque les réponses exagérées de l'output et de l'investissement à un choc monétaire découlent simplement de l'absence de coûts d'ajustement de l'investissement dans le modèle. Or, il est bien connu que l'absence de tels coûts dans le cadre d'un modèle d'équilibre général dynamique donne lieu à de telles "explosions" d'investissement et d'output en réponse à une politique monétaire expansionniste. En conséquence, ce modèle nous renseigne peu sur l'impact du trend positif d'inflation sur la dynamique de court terme du modèle néo keynésien.

La figure 2.3 présente la courbe de pertes d'output à l'état stationnaire en fonction du taux d'inflation tendanciel, lesquelles sont identiques à celles d'Ascari (2004, pp.648). Elle montre que la tendance inflationniste a un effet considérable sur le niveau de la production à l'état stationnaire. En effet, l'inflation tendancielle entraîne une baisse substantielle du niveau de la production à l'état stationnaire. À titre d'exemple, le niveau de l'output à l'état stationnaire perd 26% de sa valeur lorsque le taux d'inflation tendanciel passe de 0% à 10%. Un taux annuel d'inflation tendancielle de 8% entraîne une perte du niveau de la production à l'état stationnaire de 10% (par rapport à son niveau en l'absence d'inflation tendancielle) et un taux de 5% (plus près du taux moyen d'inflation aux États-Unis dans les quarante dernières années) entraîne une perte du niveau d'output à l'état stationnaire de 3%.

2.5 Coûts d'Ajustement d'Investissement et Boucle de Production

2.5.1 L'ajout de coûts d'ajustement d'investissement

Le modèle de la section précédente prédit une persistance très faible de l'investissement et de l'output et une réaction excessive de ces variables au choc monétaire. Une manière de rendre le modèle d'Ascari plus réaliste est d'envisager l'ajout d'un mécanisme per-

mettant un ajustement graduel de l'investissement et de l'output. Pour ce faire, nous ajoutons des coûts d'ajustement d'investissement au modèle (voir également Huang et al., 2004; Christiano, Eichenbaum et Evans, 2005). Selon Christiano et al. (2005), la présence de coûts d'ajustement d'investissement est cruciale pour l'obtention de dynamiques plausibles des variables réelles et nominales.

Étant donné que les coûts d'ajustement portent sur les flux de capital plutôt que sur le stock de capital, de tels coûts affectent la persistance du modèle. Dans le cas où les coûts portent sur le stock de capital, seule la volatilité de l'investissement est modifiée et la persistance n'est que très peu altérée. Ceci se comprend aisément dans la mesure où la spécification retenue pénalise les variations du niveau d'investissement plutôt que celles du stock de capital. (Collard et Fève, 2008)

La question soulevée dans cette sous-section est de savoir quel est l'effet de l'ajout de coûts d'ajustement d'investissement sur la réponse de la production et de l'investissement au choc monétaire et sur la persistance de ces variables. Nous examinons d'abord l'impact de ce seul ajout sur les résultats de court terme obtenus par Ascari (2004), les propriétés de long terme du modèle n'étant pas affectées puisque qu'à l'état stationnaire ces coûts sont nuls.

Le modèle avec coûts d'ajustement d'investissement est obtenu en assignant au paramètre κ une valeur de 3.57 et en maintenant le paramètre ϕ à une valeur de 0. La dynamique du modèle à court terme est fortement affectée par la présence de ces coûts. Les figures 2.4 et 2.5 présentent les fonctions de réponse de l'output et de l'investissement à un choc monétaire de 1% en fonction du taux d'inflation tendanciel. En comparant ces figures aux figures 2.1 et 2.2, nous constatons que le modèle de référence et sa variante avec coûts d'ajustement sur l'investissement diffèrent largement du point de vue de la dynamique qu'ils engendrent. Comme le montrent les figures 2.4 et 2.5, en présence de coûts d'ajustement d'investissement, les réponses de la production et de l'investissement sont beaucoup plus faibles et elles sont également plus persistantes que celles obtenues par Ascari, et ce pour tous les taux d'inflation tendanciel retenus. En effet, même à un

taux d'inflation tendanciel élevé (10%), le sommet (peak) de la réponse de la production n'atteint même pas 5% (contre 87% dans le cas du modèle d'Ascari) et celui de l'investissement n'atteint pas 28% (contre 386% dans le cas du modèle d'Ascari).

Pour ce qui est de l'effet des coûts d'ajustement sur la persistance de la production et de l'investissement, les figures 2.4 et 2.5 montrent que les réponses de ces deux variables deviennent plus persistantes, et que cette persistance augmente à fur et mesure que le taux d'inflation tendanciel augmente. Au taux d'inflation tendanciel de 10%, la réponse de l'output prend la forme d'une "bosse", alors que la réponse de l'investissement est en forme de cloche même avec un taux d'inflation tendanciel nul.

La présence de coûts d'ajustement d'investissement évite l'explosion de production et d'investissement en réponse au choc monétaire. De plus, ces coûts contribuent à créer une dynamique de court terme qui est beaucoup plus plausible.

2.5.2 Coûts d'Ajustement d'Investissement et Production en Boucle

La structure de production en boucle (roundabout production structure) trouve un fondement empirique solide dans Basu (1995), dans les Tableaux Input-Output de l'économie américaine ainsi que dans Huang et al. (2004). Cette structure en boucle vise à refléter un degré d'assemblage et de sophistication croissant des biens finaux produits au cours du dernier siècle (voir Basu et Taylor, 1999, Hanes, 1999, et Huang, Liu et Phaneuf, 2004). El Omari et Phaneuf (2012) montrent que l'interaction entre cette structure en boucle, les rigidités de prix et la politique monétaire donne lieu à un *multiplicateur* de rigidité des prix qui permet d'expliquer la dynamique inflationniste sans avoir recours aux clauses d'indexation de prix et de salaires, ni à une hypothèse de lente évolution de la tendance inflationniste comme dans Cogley et Sbordone (2008).

Dans cette section, nous greffons au modèle précédent une structure de production en boucle ($\phi = 0.6$). Notre objectif principal est de déterminer les effets de la tendance inflationniste sur les propriétés de court terme et de long terme de ce modèle néo keynésien enrichi et de les comparer avec ceux trouvés par Ascari (2004).

La figure 2.6 présente la fonction de réponse de l'output à un choc monétaire de 1% en fonction du taux d'inflation tendanciel. Une comparaison des sentiers de réponse du modèle d'Ascari avec coûts d'ajustement d'investissement (figure 2.4) et de ceux du modèle enrichi (figure 2.6) révèle que les réponses de l'output deviennent plus marquées et plus persistantes avec la structure de production en boucle, et ce pour tous les taux d'inflation tendanciel.

L'ajout de la boucle de production au modèle d'Ascari avec coûts d'ajustement sur l'investissement accroît la persistance de la réaction de la production au choc monétaire, et ce pour tous les taux d'inflation tendanciel. L'équation (2.21), relative au coût marginal, permet de comprendre les raisons derrière ce résultat. Les firmes qui achètent une production intermédiaire entrant dans l'assemblage de leurs biens le font à un prix rigide. Ce prix rigide entre dans la composition du coût marginal nominal des firmes ou réduit l'apport du taux de rendement réel sur le capital et le salaire réel dans la fonction de coût marginal réel. Ceci crée un multiplicateur de rigidité de prix qui amplifie la persistance des variables macroéconomiques (Basu, 1995 ; El Omari et Phaneuf, 2012).

Pour ce qui est des effets de long terme du trend d'inflation, la figure 2.7 présente les pertes d'output à l'état stationnaire en fonction du taux d'inflation tendanciel. Cette figure montre que l'introduction de la structure de production en boucle dans le modèle d'Ascari augmente grandement la perte d'output à l'état stationnaire causée par l'inflation tendancielle positive. En effet, le niveau d'output à l'état stationnaire perd 53% (contre 26% dans le cas du modèle d'Ascari) de sa valeur lorsque le taux d'inflation tendanciel passe de 0% à 10%. Un taux annuel d'inflation tendanciel de 8% entraîne une perte du niveau de la production à l'état stationnaire de 23% (contre 10% dans le cas du modèle d'Ascari) et un taux de 5% (\approx le taux moyen d'inflation aux États-Unis dans les quarante dernières années) engendre une perte du niveau d'output à l'état stationnaire de 7% (contre 3% dans le cas du modèle d'Ascari). En utilisant un modèle proche de celui d'Ascari (2004), Amano, Ambler et Rebei (2007) évaluent la perte d'output à l'état stationnaire à 1.2% lorsque le taux d'inflation tendanciel augmente de 0% à 4%.

Ce résultat s'explique par le fait que le markup moyen sur les prix dans une économie avec complémentarité stratégique augmente plus vite avec l'augmentation du taux d'inflation tendanciel que dans une économie avec substituabilité stratégique (voir également Bakhshi et al., 2002).

Les résultats obtenus montrent qu'un modèle DSGE à prix rigides qui ne tient pas compte de la complémentarité stratégique entre les firmes sous-estime largement les effets de long terme de la tendance inflationniste dans le modèle néo keynésien.

2.6 Analyse de Sensibilité

Nous explorons maintenant les conséquences de la variation de deux paramètres clés, à savoir la part d'input intermédiaire (ϕ) et l'élasticité de substitution entre les biens différenciés (θ), sur les résultats obtenus dans la section précédente.

2.6.1 Sensibilité des Résultats à la Variation de la Part de l'Input Intermédiaire

Le paramètre ϕ mesure la part des paiements alloués à l'achat des inputs intermédiaires dans le coût total de production. L'étude empirique de Jorgenson, Gollop et Fraumeni (1987) suggère que la part-revenu de l'input intermédiaire dans l'output total du secteur manufacturier est de 50%, ce qui pour un markup des prix à l'état stationnaire de 1.11 se traduit par une valeur de ϕ de 0.55. Les Tables Input-Output du Bureau d'Analyse Économique (BEA, 1997) indiquent quant à elles un ratio "des inputs intermédiaires totaux" à la "production totale de l'industrie" pour le secteur manufacturier de 0.68, ce qui implique avec un markup à l'état stationnaire de 1.11 un ϕ de 0.74. Bergin et Feenstra (2000) supposent que la valeur de ϕ varie entre 0.8 et 0.9, alors que Huang et Liu (2001), Huang, Liu et Phaneuf (2004) et Nakamura et Steinsson (2010) proposent une part d'inputs intermédiaires de l'ordre de 0.7.

Le survol de la littérature existante montre qu'il n'y a pas de consensus arrêté sur la valeur de cette part. Nous avons adopté un point de vue conservateur et supposé que ϕ était égal à 0.6. Nous faisons maintenant varier ce paramètre. Les trois valeurs prises

seront $\phi = 0.7$, $\phi = 0.8$ et $\phi = 0.9$.

La figure 2.8 présente les pertes d'output en fonction du taux d'inflation tendanciel et de la valeur de la part de l'input intermédiaire. Comme le montre cette figure, la valeur de la part de l'input intermédiaire a un effet considérable sur le niveau de la production à l'état stationnaire. En effet, l'augmentation de la part de l'input intermédiaire entraîne une baisse substantielle du niveau de la production à l'état stationnaire. À titre d'exemple, avec une valeur de ϕ égale à 0.6, le niveau de l'output à l'état stationnaire perd 7% de sa valeur lorsque le taux d'inflation tendanciel passe de 0% à 5%. Cette perte peut aller jusqu'à 13% si la valeur de la part de l'input intermédiaire (ϕ) augmente à 0.9.

2.6.2 Sensibilité des Résultats à la Variation de l'Élasticité de Substitution Entre les Biens Différenciés

L'élasticité de substitution entre les biens différenciés θ détermine la marge sur les prix à l'état stationnaire. Rotemberg and Woodford (1997), Huang et Liu (2002), Huang, Liu et Phaneuf (2004) supposent une marge de 1.2, ce qui implique une valeur de θ de 6. Christiano, Eichenbaum and Evans (2005) estiment la valeur de la marge sur les prix à 1.2 dans un modèle intégrant une utilisation variable de capital. Nakamura and Steinsson (2010) supposent une valeur de θ de 4 et une marge sur les prix de 1.33 dans un modèle intégrant des coûts de menu et une structure de production en boucle. Chari, Kehoe, et McGrattan (2000), Basu et Fernald (2001), Huang et Liu (2002) et Liu et Phaneuf (2007) ont fixé l'élasticité de substitution entre les biens différenciés à 10, ce qui implique un markup sur les prix à l'état stationnaire de 1.11. En tenant compte d'un effet de correction pour l'utilisation variable des facteurs de production, Basu et Fernald (1997, 2001) suggèrent un markup sur les prix à l'état stationnaire de 1.05, ce qui implique une valeur de θ de 18.

Étant donné la variabilité de l'élasticité de substitution entre les biens intermédiaires dans la littérature, nous examinons la sensibilité des résultats obtenus à des variations de ce paramètre. Les trois valeurs prises seront $\theta = 6$, $\theta = 11$ et $\theta = 18$.

Aux fins de cet exercice, nous devons considérer qu'une variation de θ entraîne *de facto* une variation de ϕ . En nous appuyant sur l'étude empirique de Jorgenson, Gollop et Fraumeni (1987) qui suggère que la part-revenu de l'input intermédiaire dans l'output total du secteur manufacturier est de 50%, les valeurs $\theta = 6$, $\theta = 11$ et $\theta = 18$ se traduisent, respectivement, par des valeurs de ϕ de 0.6, 0.55 et 0.52.

La figure 2.9 présente les pertes d'output en fonction du taux d'inflation tendanciel et de la valeur de l'élasticité de substitution entre les biens différenciés. Cette figure montre bien que la variation de l'élasticité de substitution entre les biens différenciés a un effet considérable sur le niveau de la production à l'état stationnaire. En effet, plus la valeur de θ est élevée, plus la perte de l'output à l'état stationnaire est élevée. Ce résultat peut être expliqué par le fait qu'une valeur d'élasticité de substitution élevée entraîne une dispersion plus élevée dans la demande relative pour les différents biens intermédiaires, ce qui engendre une augmentation de l'inefficience dans l'allocation des ressources.

La même figure montre aussi que le modèle d'Ascari sous-estime la perte d'output à l'état stationnaire causée par la variation de l'élasticité de substitution entre les biens différenciés. À titre d'exemple, pour une valeur de θ de 11, le modèle avec production en boucle prédit une perte d'output à l'état stationnaire de 11% (contre 5.2% dans le cas du modèle d'Ascari) lorsque le taux d'inflation tendanciel passe de 0% à 5%.

Cet exercice de sensibilité livre un autre résultat fort intéressant. Pour une valeur de l'élasticité de substitution entre les biens différenciés de 18 telle que semblent le préconiser Basu et Fernald, notre modèle avec les deux ajouts prédit une perte majeure (-54%) de l'output à l'état stationnaire même à un taux d'inflation tendanciel relativement faible (5%). Ce résultat est en désaccord avec celui d'Ascari (2004) qui soutient que les pertes majeures d'output à l'état stationnaire ne surviennent que dans le cas de taux élevés d'inflation tendanciel.²

2. Il convient toutefois de noter qu'une concordance plus exacte entre la valeur de markup proposée par Basu et Fernald (1.05; $\theta = 18$) et le modèle nécessiterait un taux d'utilisation variable du capital dans le modèle.

2.7 Conclusion

Le texte d'Ascari (2004) compte parmi les plus cités dans la littérature sur les effets de l'inflation tendancielle positive. Ce texte suggérait que la présence d'un taux d'inflation tendanciel non nul a des répercussions majeures sur les propriétés de court terme et de long terme du modèle néo-keynésien. Pour évaluer les effets de la tendance inflationniste, cet auteur a utilisé un modèle néo-keynésien à rigidité des prix sans frictions réelles. Or, les études récentes montrent l'importance des frictions réelles dans un modèle néo-keynésien pour expliquer les faits stylisés. Pour étudier les effets de l'inflation tendancielle dans un cadre théorique plus réaliste et en harmonie avec les recommandations de la littérature récente, nous avons proposé une amélioration du modèle d'Ascari en y introduisant deux ingrédients théoriques importants, à savoir les coûts d'ajustement sur l'investissement et une structure de production en boucle.

L'ajout de ces ingrédients aident à corriger deux anomalies majeures du modèle d'Ascari concernant la dynamique de court terme du modèle néo keynésien à prix rigides, à savoir le manque de persistance au niveau des variables macroéconomiques et les réponses excessives de l'investissement et de l'output suite à un choc monétaire. Ces améliorations nous ont permis d'étudier les effets de l'inflation tendancielle dans un cadre néo-keynésien plus réaliste et plus complet. Les résultats trouvés montrent que le modèle néo-keynésien standard sans frictions réelles surestime les effets macroéconomiques de court terme d'un taux d'inflation tendanciel non nul et sous-estime ceux de long terme. Ils montrent aussi que la littérature sur la politique monétaire ne peut pas omettre un taux d'inflation tendanciel non nul dans la spécification des modèles théoriques dont les propriétés de court terme et de long terme sont très sensibles même aux faibles niveaux d'inflation tendancielle.

Une première piste de recherche future consistera à utiliser un modèle néo-keynésien à rigidités nominales et frictions réelles avec un taux d'inflation tendanciel positif pour analyser les phénomènes de la Grande Modération et de la Grande Récession. Comme deuxième piste de recherche, nous proposons d'estimer un modèle d'équilibre général

à rigidités nominales et frictions réelles incorporant une tendance inflationniste non nulle, puis à l'utiliser pour évaluer l'incidence macroéconomique d'un taux d'inflation tendanciel positif.

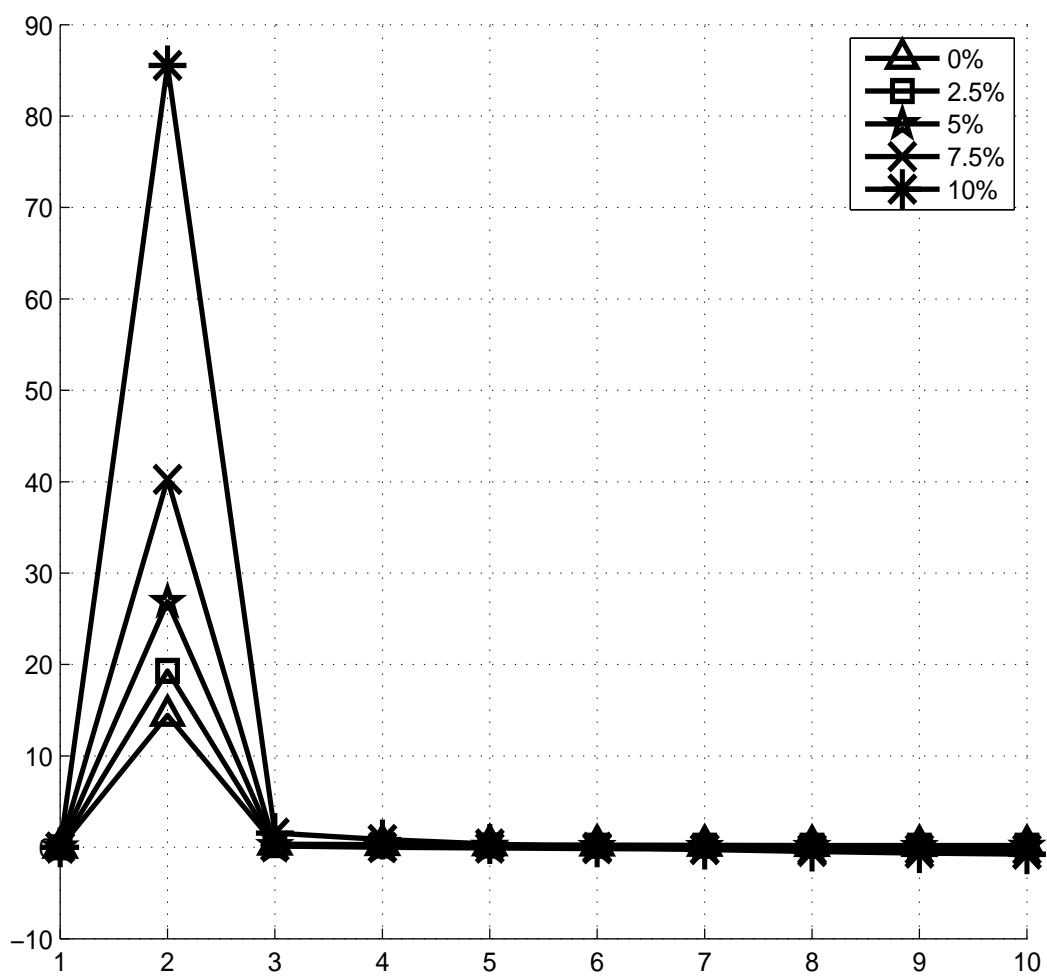


Figure 2.1 Sentier de réponse de l'output à un choc de 1% sur la croissance de la monnaie. Taux annuel d'inflation tendancielle : (i) 0 ; (ii) 2.5% ; (iii) 5% ; (iv) 7.5% ; (v) 10%.

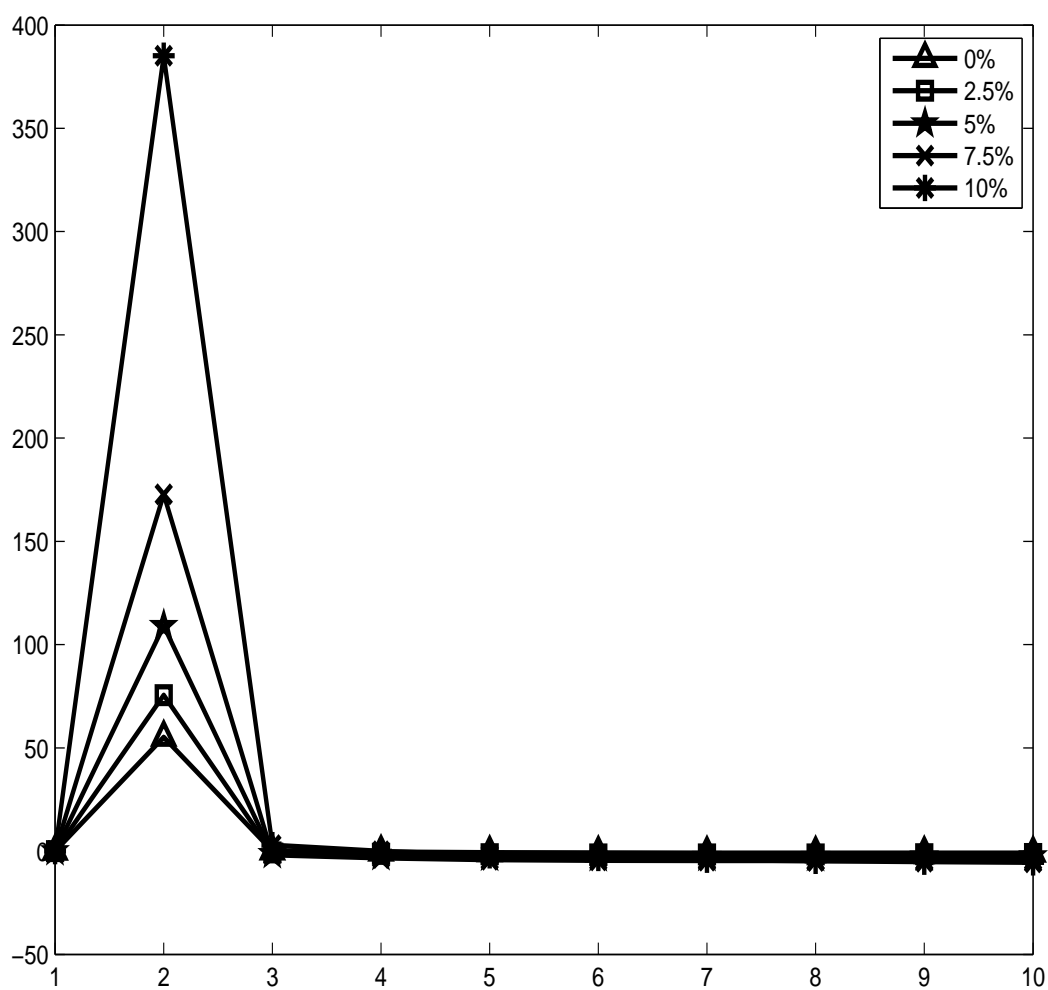


Figure 2.2 Sentier de réponse de l'investissement à un choc de 1% sur la croissance de la monnaie. Taux d'inflation tendancielle : (i) 0 ; (ii) 2.5% ; (iii) 5% ; (iv) 7.5% ; (v) 10%.

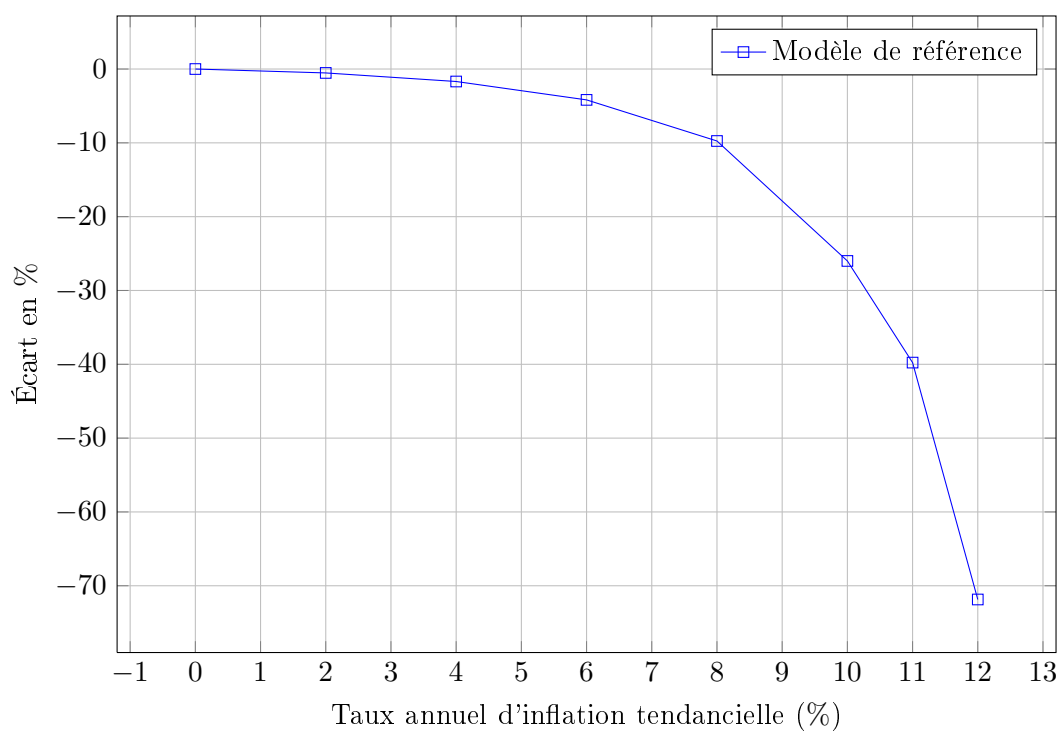


Figure 2.3 Écart en % par rapport à l'état stationnaire à taux d'inflation tendancielle nul.

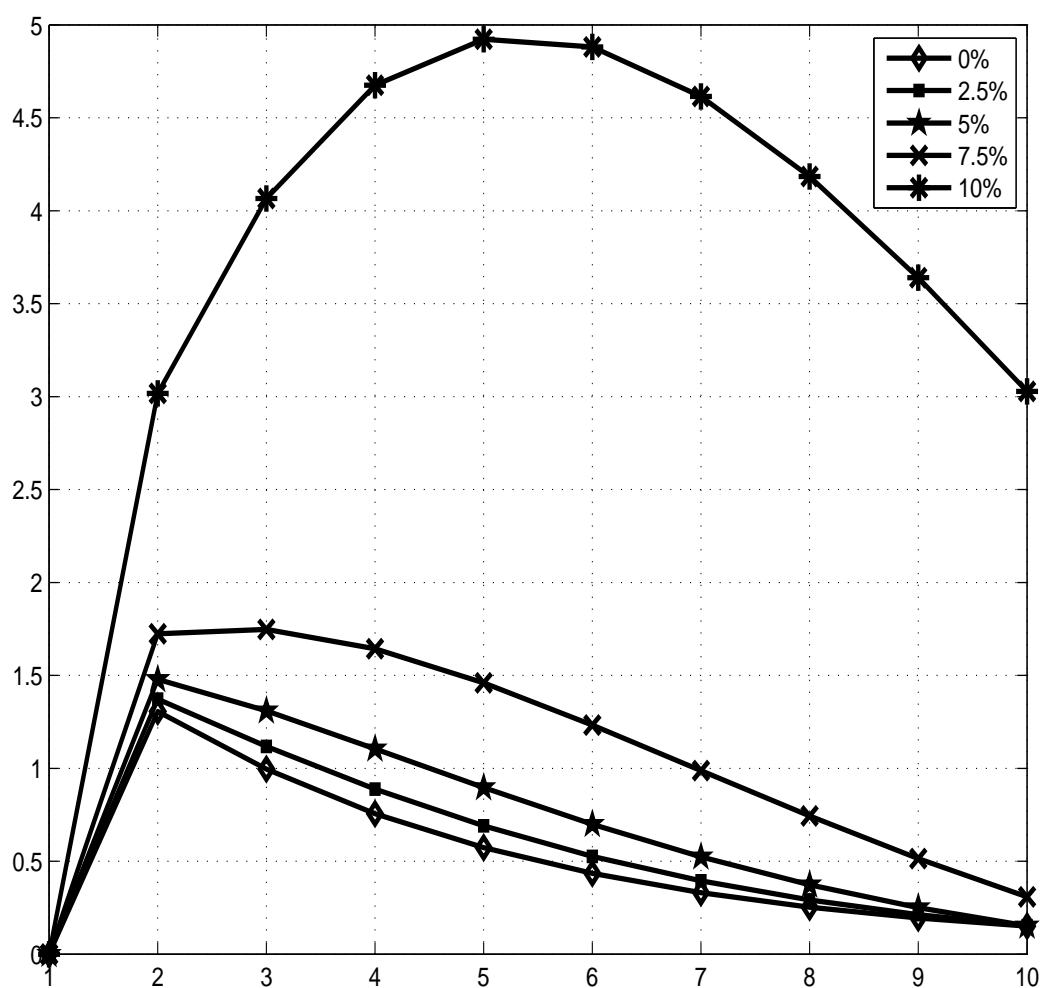


Figure 2.4 Sentier de réponse de l'output à un choc de 1% sur la croissance de la monnaie. Taux d'inflation tendancielle : (i) 0% ; (ii) 2.5% ; (iii) 5% ; (iv) 7.5% ; (v) 10% (modèle d'Ascari avec coûts d'ajustement sur l'investissement).

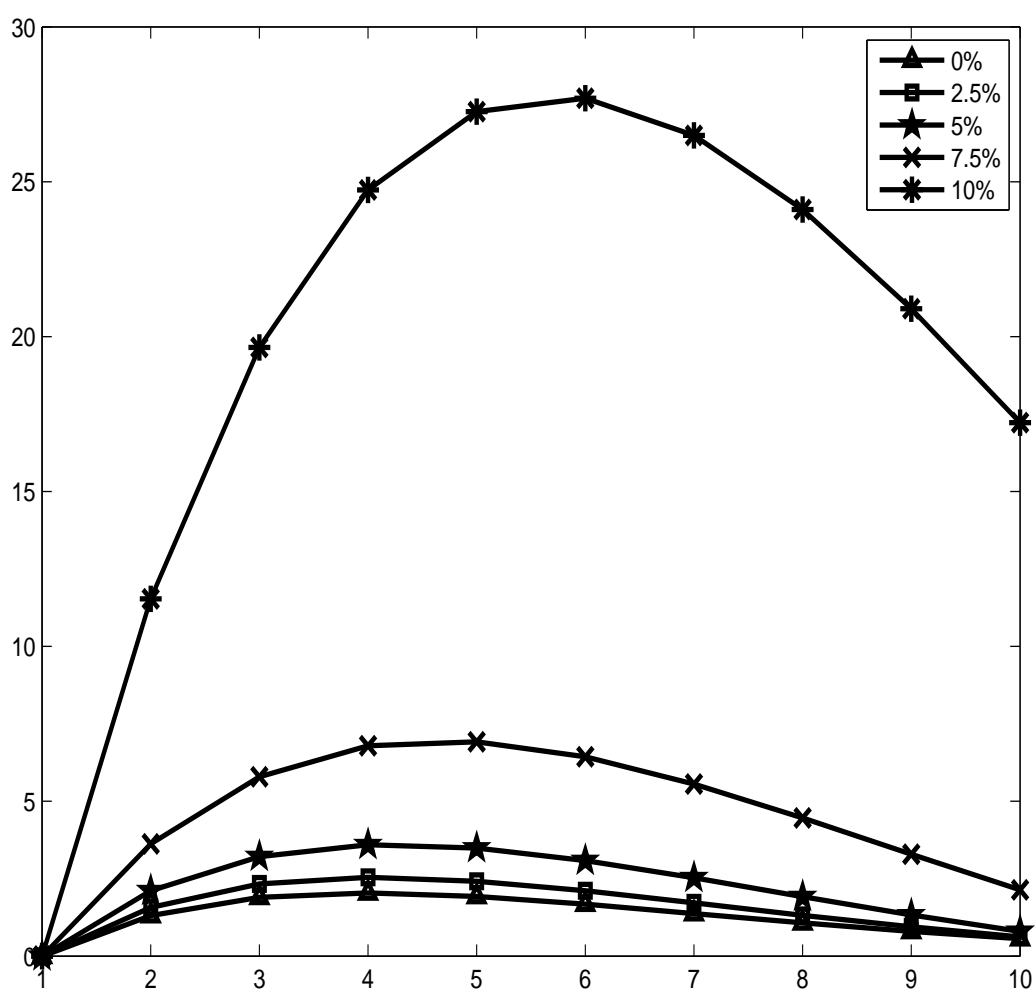


Figure 2.5 Sentier de réponse de l'investissement à un choc de 1% sur la croissance de la monnaie. Taux d'inflation tendancielle : (i) 0 ; (ii) 2.5% ; (iii) 5% ; (iv) 7.5% ; (v) 10% (modèle d'Ascari avec coûts d'ajustement sur l'investissement).

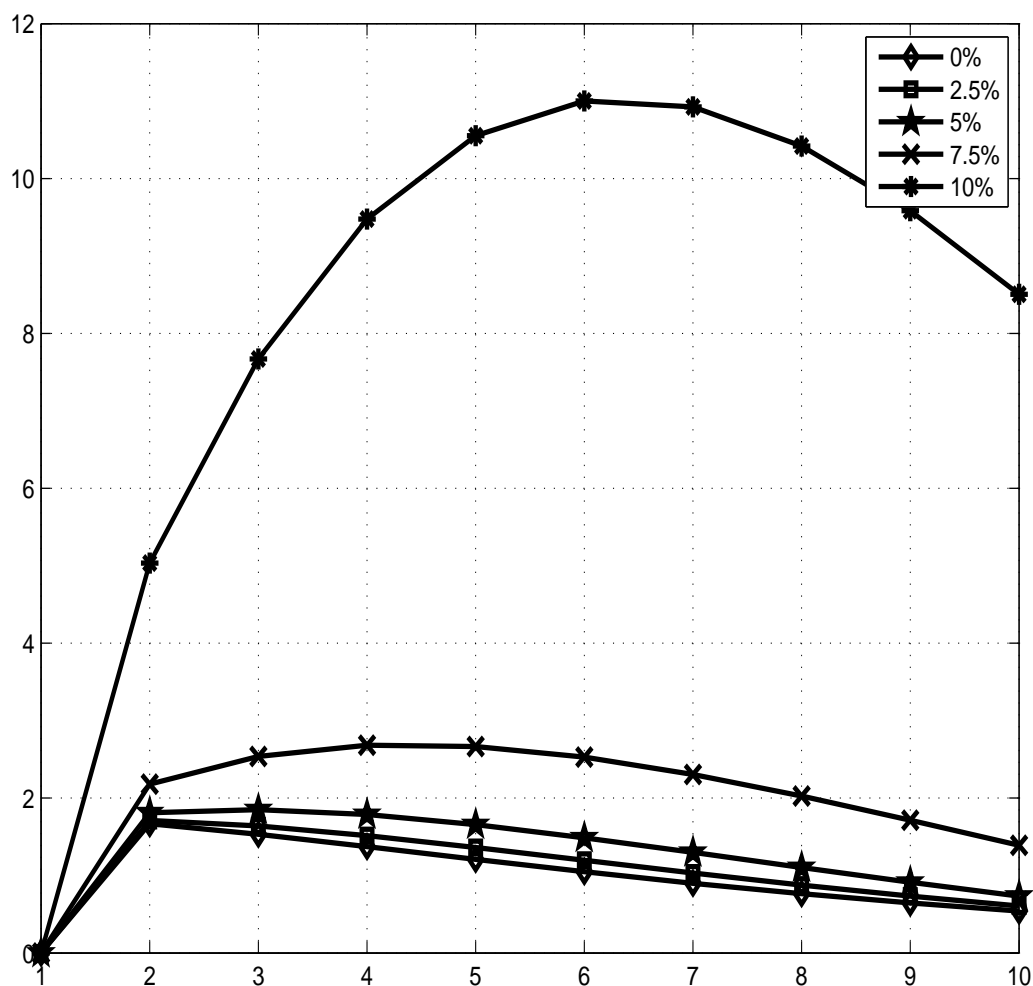


Figure 2.6 Sentier de réponse de l'output à un choc de 1% sur la croissance de la monnaie. Taux d'inflation tendancielle : (i) 0% ; (ii) 2.5% ; (iii) 5% ; (iv) 7.5% ; (v) 10% (modèle d'Ascari avec coûts d'ajustement sur l'investissement et structure de production en boucle).

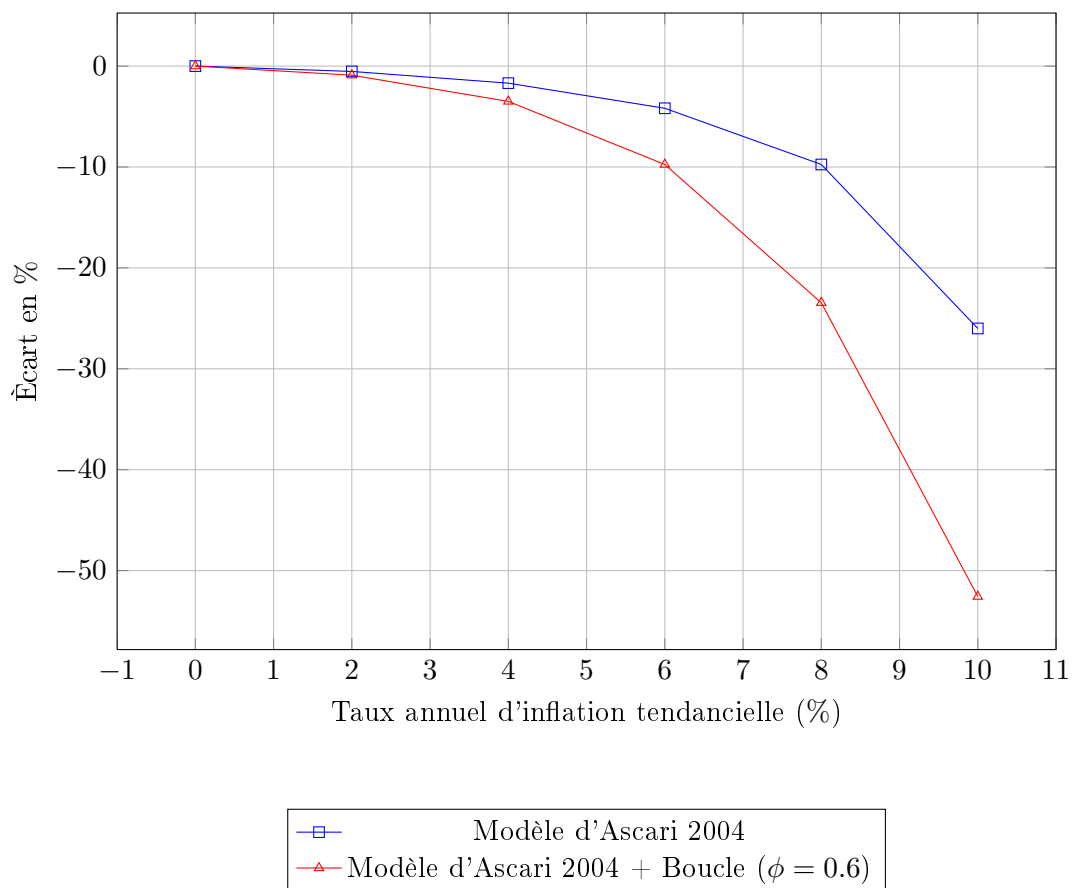


Figure 2.7 Écart en % par rapport à l'état stationnaire de l'output à taux d'inflation tendancielle nul.

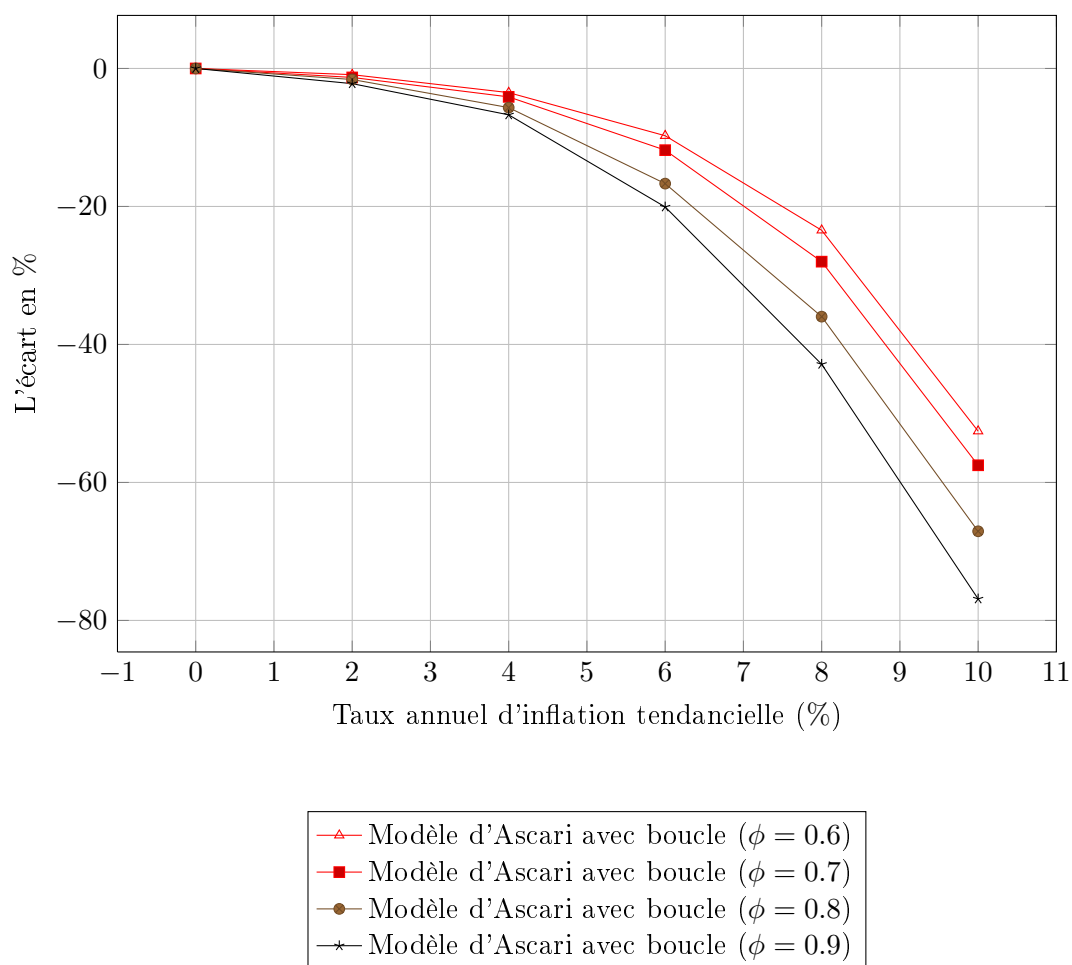


Figure 2.8 Écart en % par rapport à l'état stationnaire de l'output à taux d'inflation tendancielle nul.

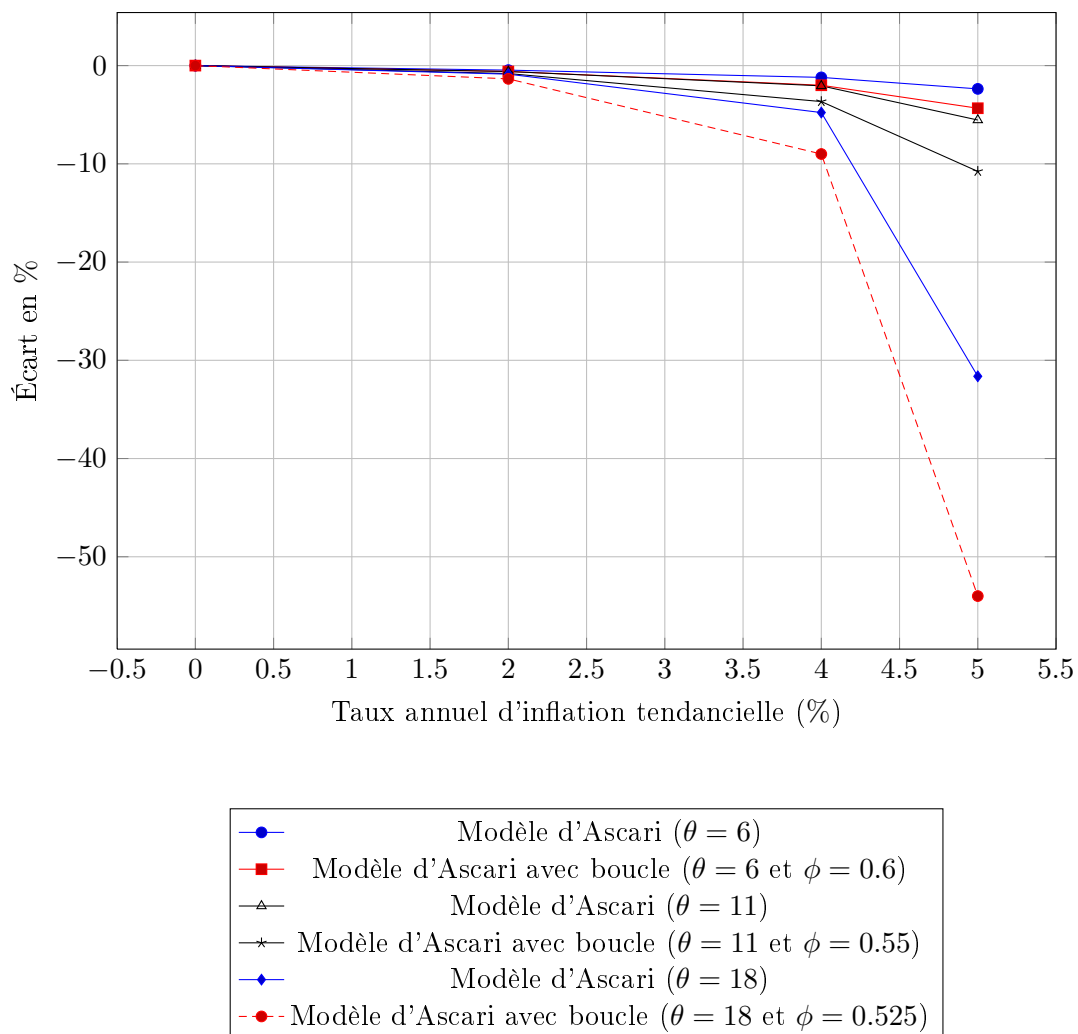


Figure 2.9 Écart en % par rapport à l'état stationnaire de l'output à taux d'inflation tendancielle nul.

CHAPITRE III

LE MODÈLE DSGE À RIGIDITÉS NOMINALES : UNE RÉCONCILIATION DES POINTS DE VUE NÉOCLASSIQUE ET NÉO KEYNÉSIE

"I believe that there has been a considerable convergence of opinion among macroeconomists over the past 10 or 15 years" (Woodford, 2009, p. 268)

"Viewed from a distance, modern macroeconomists, whether New Keynesian or neoclassical are all alike. ... Viewed up close, however, we disagree considerably" (Chari, Kehoe and McGrattan, 2009, p. 242)

3.1 Introduction

Les recherches contemporaines sur la dynamique de l'inflation s'appuient fréquemment sur des courbes de Phillips dites "néo-keynésiennes". Dans le modèle standard, l'inflation π est présentée comme un phénomène purement prévisionnel ("forward-looking"), le taux courant d'inflation étant fonction de la séquence escomptée des coûts marginaux réels futurs anticipés (Gali et Gertler, 1999). Malgré l'élégance théorique de ces courbes, lesquelles reposent sur des fondements microéconomiques rigoureux, les travaux de Nelson (1998) et Gali et Gertler (1999) ont mis en lumière les difficultés du modèle canonique à prix rigides à expliquer la persistance élevée de l'inflation observée sur données agrégées sans imposer une très faible fréquence d'ajustement des prix. Or, les preuves empiriques obtenues sur données microéconomiques révèlent une fréquence relativement élevée d'ajustement des prix (Bils et Klenow, 2004 ; Nakamura et Steinsson, 2008).

En parallèle aux développements sur l'inflation, Chari, Kehoe et McGrattan (2000) ont montré qu'une fois incorporés dans un cadre d'analyse d'équilibre général dynamique et stochastique (DSGE), les contrats de prix échelonnés ("staggered") à la Phelps (1978), Taylor (1980) ou Calvo (1983) représentent une source limitée de persistance réelle en réponse aux chocs monétaires contrairement aux preuves empiriques nombreuses témoignant d'effets très persistants et en forme de cloche ("hump-shaped") des chocs monétaires sur les variables macroéconomiques réelles (Barro, 1978 ; Mishkin, 1982 ; Galí, 1992 ; Bernanke et Mihov, 1998 ; Christiano, Eichenbaum et Evans, 1999 ; Romer et Romer, 2004).

Ces carences des modèles avec microfondements et rigidités nominales posent un défi de taille aux macroéconomistes qui consiste à identifier les causes de la dynamique inflationniste et cyclique. Cette recherche a donné lieu à des raffinements théoriques qui sont à l'origine de "la nouvelle macroéconomie néo-keynésienne".

Le modèle de Christiano, Eichenbaum et Evans (CEE) (2005) est probablement l'exemple par excellence de cette nouvelle génération de modèles. En effet, plusieurs ingrédients théoriques qui y sont incorporés ont par la suite été repris dans d'autres modèles servant à une variété d'objets d'analyse (voir les modèles de Smets et Wouters, 2007, Justiniano et Primiceri, 2008, et Gali, Smets et Wouters 2011). Ceci a amené Woodford (2009) à conclure qu'il existe présentement une vision consensuelle de la macroéconomie moderne. Ce point de vue sur la macroéconomie moderne n'est cependant pas partagé par Chari, Kehoe et McGrattan (CKM) (2009) qui affirment, au contraire, qu'un fossé considérable sépare les macroéconomistes d'allégeance "néoclassique" et ceux d'appartenance "néo-keynésienne".

La critique de CKM qui vise le modèle de CEE (2005) et celui de Smets et Wouters (2007) porte principalement sur deux fronts. Le premier est que, suivant l'influence de CEE, les modèles néo-keynésiens de nouvelle génération se sont appuyés sur des ingrédients théoriques *ad hoc* ou sans fondements microéconomiques, et ce dans le but de remédier aux lacunes du modèle standard énoncées plus haut. L'exemple typique d'un tel ajout est l'insertion d'une clause d'indexation des salaires et des prix au taux

d'inflation passé. CEE développent un modèle DSGE incluant des rigidités de prix et de salaires à la Calvo et un jeu de frictions réelles. Les firmes et les ménages qui ne peuvent pas réoptimiser leurs prix et leurs salaires au cours d'une période peuvent tout de même les ajuster par rapport aux prix et salaires de la période précédente en proportion du taux d'inflation de la période précédente. Ceci revient à indexer prix et salaires au taux d'inflation passé ("backward indexation"). CKM soulignent que cette hypothèse est sans fondements microéconomiques, et donc irrecevable d'un point de vue plus néoclassique. Par ailleurs, comme firmes et ménages ajustent leurs prix et salaires sur la base d'une indexation alors que les autres peuvent réoptimiser, cette hypothèse suppose que les prix et salaires de *toutes* les firmes et de *tous* les ménages sont ajustés à chaque trimestre, ce qui ne correspond pas à la réalité.

Le deuxième niveau de critique est que dans la foulée de CEE, on a également été témoin d'une prolifération de chocs dans les modèles DSGE de type néo-keynésien. Smets et Wouters (2007) incorporent sept types de chocs, et il n'est pas rare aujourd'hui que des modèles incluent jusqu'à douze chocs. Selon CKM (2009), seulement trois chocs utilisés par Smets et Wouters, soit le choc à la politique monétaire, le choc technologique neutre, et le choc technologique spécifique à l'investissement, ont une interprétation structurelle et économique bien définie. CKM prouvent ensuite que les quatre chocs dont le caractère structurel est douteux sont ceux qui génèrent les résultats importants de Smets et Wouters (2007). Ils concluent alors que leurs résultats sont ininterprétables.

Ce papier a pour but de revoir le modèle néo-keynésien moderne de manière à ce qu'il échappe à la critique néoclassique avancée par CKM (2009) tout en expliquant convenablement la dynamique inflationniste et cyclique. Il s'agit à notre connaissance du premier type de modèle entièrement compatible avec ces dynamiques à ne faire appel à aucun ingrédient théorique *ad hoc*, ni à une multiplicité de chocs. Tout comme CKM (2000) et CEE (2005), notre analyse porte sur un modèle qui met l'accent sur la transmission monétaire. Dans le modèle, tous les agents, qu'il s'agisse des ménages ou des firmes, adoptent des comportements d'optimisation prévisionnelle. Malgré tout, le modèle parvient à expliquer la persistance élevée de l'inflation ainsi que l'ajustement persistant et

en forme de cloche de l'inflation et des agrégats réels en réponse aux chocs monétaires.

En nous appuyant dans un premier temps sur le modèle original de CEE (2005), nous produisons un ensemble de simulations témoignant du bien-fondé de la critique de CKM (2009). En effet, nous montrons que la clause d'indexation des salaires et des prix est à l'origine de plusieurs résultats importants rapportés par CEE. Sans cette clause, la persistance inflationniste y est faible et les réponses des principaux agrégats réels aux chocs monétaires perdent de leur vraisemblance. Nous soulignons au passage une autre conséquence peu attrayante du modèle de CEE avec clauses d'indexation : en réponse à un choc monétaire expansionniste, elles provoquent une réduction de l'inflation qui dure plusieurs trimestres avant que l'inflation ne finisse par augmenter à moyen terme. Lorsque l'indexation est extraite du modèle original de CEE, le résultat n'est guère meilleur, la réponse de l'inflation à un choc monétaire expansionniste étant dans ce cas presque nulle à tous les horizons.

Dans un deuxième temps, nous modifions le cadre d'analyse de CEE (2005). Ces modifications conduisent alors à un nouveau cadre d'analyse de type néo-keynésien. Du modèle de CEE, nous conservons les hypothèses de rigidités de prix et de salaire à *la Calvo*, les frictions réelles sous forme de formation d'habitudes en consommation, de coûts d'ajustement de l'investissement et de taux d'utilisation variable du capital, ainsi que la présence d'un intermédiaire financier qui gère les prêts et les emprunts entre les ménages et les firmes. Toutefois, nous apportons deux ajouts principaux à ce modèle.

Le premier est la prise en compte d'une tendance positive d'inflation ("positive trend inflation"). Les modèles de CEE et de Smets et Wouters (2007) sont log-linéarisés autour d'un état stationnaire particulier : celui à taux d'inflation nul à l'état stationnaire. Évidemment, l'expérience d'après-guerre dans plusieurs pays industrialisés témoigne d'un taux moyen d'inflation positif justifiant l'inclusion d'un taux positif d'inflation à l'état stationnaire dans un cadre néo-keynésien. Bakhshi et al. (2003), Ascari (2004), Amano, Ambler et Rebei (2007), de même qu'Ascari et Ropele (2007, 2009), avancent que la présence d'un taux positif d'inflation à l'état stationnaire peut affecter de façon signifi-

cative les propriétés dynamiques des modèles DSGEs ainsi que leurs propriétés de long terme. Nous concentrons notre analyse sur les propriétés de court terme de ces modèles.

Le deuxième ajout prend la forme d'une structure de production "en boucle" ("roundabout production"), laquelle trouve un fondement empirique solide dans Basu (1995), dans les Tableaux Input-Output de l'économie américaine ainsi que dans Huang, Liu et Phaneuf (2004). Cette structure en boucle vise à refléter un degré d'assemblage et de sophistication croissant des biens finaux produits au cours du dernier siècle (voir Basu et Taylor, 1999, Hanes, 1999, et Huang, Liu et Phaneuf, 2004). El Omari et Phaneuf (2012) montrent que l'interaction entre cette structure en boucle, les rigidités de prix et la politique monétaire donne lieu à un *multiplieur* de rigidité des prix qui permet d'expliquer la dynamique inflationniste sans avoir recours aux clauses d'indexation de prix et de salaires, ni à une hypothèse de lente évolution de la tendance inflationniste comme dans Cogley et Sbordone (2008).

Lorsque nous greffons ces ingrédients au modèle de CEE, nous trouvons que l'indexation devient un ingrédient accessoire, sans trop d'importance. De plus, lorsque nous enlevons l'indexation du modèle, celui-ci continue de livrer plusieurs résultats importants. Premièrement, le modèle prédit un degré de persistance inflationniste au moins égal à celui généré par le modèle de Fuhrer et Moore (1995), à la différence toutefois que le modèle de Fuhrer et Moore ne comporte aucun fondement microéconomique alors que le nôtre repose entièrement sur des bases microéconomiques.

Deuxièmement, l'ajout de la boucle de production au modèle de CEE sans indexation produit une réponse de l'inflation à un choc monétaire modérément positive et en forme de cloche. Walsh (2005) obtient une réponse de l'inflation en forme de cloche, mais résultant de l'indexation des prix, laquelle est critiquable et absente de notre modèle.

Troisièmement, les réponses des variables réelles telles que l'output, la consommation, l'investissement et l'emploi suite à un choc monétaire sont très persistantes et en forme de cloche. Ces résultats répondent à la critique de CKM (2000) à l'effet que les modèles néo-keynésiens sont incapables de générer un "multiplieur contractuel" ("contract

multiplier") élevé pour l'output.

Quatrièmement, des deux ingrédients—la tendance positive d'inflation et le multiplicateur de rigidité des prix imputable à la boucle de production—le second a de loin l'impact le plus important sur nos résultats. Par conséquent, bien qu'il soit réaliste d'inclure un taux positif d'inflation à l'état stationnaire dans les modèles néo-keynésiens, l'omission du multiplicateur de rigidité des prix imputable à la boucle de production est de loin plus dommageable.

L'article est structuré comme suit. Dans une deuxième section, nous exposons le modèle d'équilibre général intertemporel stochastique canonique de Christiano, Eichenbaum et Evans (2005) auquel nous ajoutons une structure de production en boucle et un taux positif d'inflation à l'état stationnaire. Dans une troisième section, nous discutons de la paramétrisation du modèle. La quatrième section examine la sensibilité des résultats de CEE à l'hypothèse d'indexation. La cinquième section analyse l'effet des deux ajouts théoriques que nous proposons. Une dernière section exprime nos conclusions.

3.2 Le modèle

Dans cette section, nous exposons le modèle d'équilibre général intertemporel stochastique canonique de Christiano, Eichenbaum et Evans (2005) auquel nous ajoutons une structure de production en boucle et un taux d'inflation tendanciel non nul. L'économie est habitée par un grand nombre de ménages ayant des types de travail différenciés. Il existe aussi un continuum de firmes produisant des biens différenciés. Tout comme dans le modèle de CEE (2005), les types de travail et de biens sont tous deux indicés par $j \in [0, 1]$. Des rigidités nominales à la Calvo régissent l'ajustement des prix et des salaires. Un intermédiaire financier joue le rôle de relais de transmission entre les ménages qui prêtent et les firmes qui empruntent. La firme j emprunte en début de période afin de payer le travail. Elle rembourse à la fin de la période moyennant le paiement d'un intérêt.

3.2.1 Les firmes

Le bien X_t est composé des biens différenciés $X_{j,t}$ de telle façon que :

$$X_t = \left(\int_0^1 X_{j,t}^{1/\lambda_f} dj \right)^{\lambda_f}, \quad (3.1)$$

où $1 \leq \lambda_f = \frac{\theta}{\theta-1} < \infty$, et θ est l'élasticité de substitution entre les différents types de biens. Nous envisageons deux types d'économies quant à leur structure de production. Celle de CEE (2005) ne contient pas de boucle de production. Dans ce cas, X_t peut être interprété comme un bien final fabriqué par une firme représentative qui évolue sur un marché parfaitement concurrentiel, les $X_{j,t}$, $j \in [0, 1]$ représentant alors un continuum de biens intermédiaires. Dans le cas d'une économie avec boucle de production, X_t doit être interprété comme le produit brut agrégé et non comme le produit final agrégé. Dans ce cas, il faut éviter la "double comptabilité", point sur lequel nous reviendrons plus loin.

La maximisation du profit par la firme j donne lieu à l'équation d'Euler suivante :

$$\frac{X_{j,t}}{X_t} = \left(\frac{P_t}{P_{j,t}} \right)^{\frac{\lambda_f}{\lambda_f-1}}, \quad (3.2)$$

En intégrant (3.2), tout en imposant (3.1), on obtient l'indice agrégé des prix :

$$P_t = \left[\int_0^1 P_{j,t}^{\frac{1}{1-\lambda_f}} \right]^{1-\lambda_f}. \quad (3.3)$$

Chaque firme j produit un bien intermédiaire, $X_{j,t}$. La technologie suivante sert à la production du bien j :

$$X_{j,t} = \begin{cases} \Gamma_{j,t}^\phi \left[k_{j,t}^\alpha h_{j,t}^{1-\alpha} \right]^{1-\phi} - F, & \text{si } \Gamma_{j,t}^\phi \left[k_{j,t}^\alpha h_{j,t}^{1-\alpha} \right]^{1-\phi} \geq F \\ 0, & \text{autrement,} \end{cases} \quad (3.4)$$

où $0 < \alpha < 1$. L'exposant ϕ représente la part de l'input intermédiaire dans la production. Les variables $\Gamma_{j,t}$, $h_{j,t}$ et $k_{j,t}$ dénotent, respectivement, l'input intermédiaire, les heures totales de travail et les services du capital utilisés comme intrants dans la fabrication du bien j , alors que F représente un coût fixe de production lequel assure que

les profits sont nuls à l'état stationnaire. Dans une économie sans boucle de production à la CEE, le bien agrégé X_t peut servir de bien final de consommation ou d'investissement. Dans une économie avec boucle de production, il peut servir de bien final de consommation ou d'investissement, ou en tant qu'intrant intermédiaire en production. Les services du capital, $k_{j,t}$, sont reliés au stock du capital physique $\bar{k}_{j,t}$ par $k_{j,t} = u_t \bar{k}_{j,t}$, où u_t dénote le taux d'utilisation du capital choisi par le ménage.

La firme intermédiaire j ajuste son prix à la période t seulement sur réception d'un signal aléatoire dicté par une probabilité constante $(1 - \xi_p)$. Les entreprises qui ne peuvent réoptimiser leurs prix, les ajustent néanmoins suivant la formule d'indexation au taux d'inflation passé :

$$P_{j,t} = \pi_{t-1} P_{j,t-1}. \quad (3.5)$$

Choix du prix optimal

La firme intermédiaire qui reçoit le signal $1 - \xi_p$ à la période t , choisira un prix $P_{j,t}^*$ qui maximise son profit futur anticipé et escompté :

$$\underbrace{\max}_{P_{j,t}^*} E_t \sum_{l=0}^{\infty} (\xi_p)^l D_{t,t+l} \left(P_{j,t}^* \pi_{t,t+l-1}^\gamma X_{j,t+l} - CT(X_{j,t+l}) \right), \quad (3.6)$$

sujet à la contrainte

$$X_{j,t+l} = \left(\frac{P_{j,t}^* \pi_{t,t+l-1}^\gamma}{P_{t+l}} \right)^{-\theta} X_{t+l}. \quad (3.7)$$

Ici, $CT(X_{j,t+l})$ dénote la fonction de coût total associée à la production de $X_{j,t+l}$; γ dénote le degré d'indexation des prix pour les firmes qui ne peuvent ajuster leurs prix en t . $D_{t,t+l}$ est le facteur d'escompte stochastique lequel est égal à $\frac{\beta^l \lambda_{t+l}}{\lambda_t}$.

Le prix agrégé évolue selon

$$P_t = \left[\xi_p (P_{t-1} \pi_{t-1}^\gamma)^{1-\theta} + (1 - \xi_p) (P_{j,t}^*)^{1-\theta} \right]^{\frac{1}{1-\theta}}. \quad (3.8)$$

La solution du problème de maximisation décrit par (3.6) prend la forme suivante (voir

Schmitt-Grohe et Uribe, 2005, pour des dérivations plus détaillées) :

$$\frac{P_{j,t}^*}{P_t} = \left(\frac{\theta}{\theta - 1} \right) \left[\frac{E_t \sum_{l=0}^{\infty} (\xi_p \beta)^l \lambda_{t+l} X_{j,t+l} m c_{j,t+l} \left(\frac{\pi_{t,t+l-1}^\gamma}{\pi_{t+1,t+l}} \right)^{-\theta}}{E_t \sum_{l=0}^{\infty} (\xi_p \beta)^l \lambda_{t+l} X_{j,t+l} \left(\frac{\pi_{t,t+l-1}^\gamma}{\pi_{t+1,t+l}} \right)^{1-\theta}} \right], \quad (3.9)$$

où $m c_{j,t+l}$ dénote le coût marginal réel associé au problème de maximisation de la firme j . Puisque le capital est parfaitement mobile entre les firmes, celles-ci partagent un ratio capital-travail identique et ont les mêmes coûts marginaux réels. Par conséquent, il est possible d'abandonner l'indice j dans (3.9). Toutes les firmes qui réoptimisent leurs prix lors d'une quelconque période choisiront un prix identique. En tenant compte de ceci, et après quelques modifications, les équations (3.8) et (3.9) deviennent

$$1 = \xi_p \left(\frac{\pi_{t-1}^\gamma}{\pi_t} \right)^{1-\theta} + (1 - \xi_p) (p_t^*)^{1-\theta}, \quad (3.10)$$

et

$$p_t^* = \left(\frac{\theta}{\theta - 1} \right) \left[\frac{E_t \sum_{l=0}^{\infty} (\xi_p \beta)^l \lambda_{t+l} X_{t+l} m c_{t+l} \left(\frac{\pi_{t,t+l-1}^\gamma}{\pi_{t+1,t+l}} \right)^{-\theta}}{E_t \sum_{l=0}^{\infty} (\xi_p \beta)^l \lambda_{t+l} X_{t+l} \left(\frac{\pi_{t,t+l-1}^\gamma}{\pi_{t+1,t+l}} \right)^{1-\theta}} \right], \quad (3.11)$$

où $p_t^* = \frac{P_t^*}{P_t}$.

Comme nous envisageons la possibilité d'étudier une économie à taux positif d'inflation à l'état stationnaire, nous joignons au modèle deux équations auxiliaires permettant d'exprimer chacune des deux sommes infinies dans l'équation (3.11) de manière récursive, en termes de deux variables artificielles, dénotées par x_t^1 et x_t^2 :

$$x_t^1 = \lambda_t X_t m c_t + \xi_p \beta E_t \left(\left(\frac{\pi_t^\gamma}{\pi_{t+1}} \right)^{-\theta} x_{t+1}^1 \right) \quad (3.12)$$

$$x_t^2 = \lambda_t X_t + \xi_p \beta E_t \left(\left(\frac{\pi_t^\gamma}{\pi_{t+1}} \right)^{1-\theta} x_{t+1}^2 \right) \quad (3.13)$$

et

$$p_t^* = \frac{\theta}{\theta - 1} \frac{x_t^1}{x_t^2} \quad (3.14)$$

Enfin, nous définissons une mesure captant la dispersion des prix comme :

$$s_t \equiv \int_0^1 \left(\frac{P_{j,t}}{P_t} \right)^{-\theta} dj. \quad (3.15)$$

Cette variable mesure la perte d'efficacité causée par la dispersion des prix sous le mécanisme de Calvo : une valeur plus élevée de s_t signifie qu'il faut plus de ressources pour produire un niveau donné d'output. Sous les hypothèses de fixation des prix à la Calvo et d'indexation des prix, l'équation pour s_t peut être réécrite comme (voir l'appendice d'Ascari et Ropele, 2009) :

$$s_t = (1 - \xi_p) \left[\frac{P_t^*}{P_t} \right]^{-\theta} + \xi_p \left(\frac{\pi_{t-1}^\gamma}{\pi_t} \right)^{-\theta} s_{t-1}. \quad (3.16)$$

Dans notre modèle, la dynamique de l'inflation est caractérisée par les équations (3.10), (3.12), (3.13), (3.14) et (3.16). Notre généralisation englobe la courbe de Phillips néo-keynésienne standard avec tendance d'inflation nulle ($\bar{\pi} = 1$) et en absence d'indexation des prix ($\gamma = 0$). Dans ce cas particulier, les deux variables auxiliaires et la mesure de dispersion des prix deviennent sans importance pour la dynamique de l'inflation. Le système d'équations se réduit à la spécification standard de la courbe de Phillips $\pi_t = E_t(\pi_{t+1}^\beta) m c_t^{\frac{(1-\beta\xi_p)(1-\beta)}{\xi_p}}$.

Problème de minimisation des coûts

Chaque firme intermédiaire est confrontée au problème de minimisation de coûts suivant :

$$\underbrace{\min}_{\Gamma_{j,t}, k_{j,t}, h_{j,t}} E_t \sum_{t=0}^{\infty} \left\{ P_t \Gamma_{j,t} + R_t^k k_{j,t} + W_t R_t h_{j,t} \right\}, \quad (3.17)$$

sous la contrainte :

$$X_{j,t} = \Gamma_{j,t}^\phi \left[k_{j,t}^\alpha h_{j,t}^{1-\alpha} \right]^{1-\phi} - F. \quad (3.18)$$

Remarquons que le taux d'intérêt brut de fin de période t entre dans le calcul du coût salarial en raison de la disposition d'un intermédiaire financier qui prête aux firmes au taux R_t devant être payé en fin de période t . Les conditions d'optimalité découlant de ce problème sont :

$$W_t R_t = (1 - \phi)(1 - \alpha) \frac{s_t X_t}{h_{j,t}} M C_{j,t}, \quad (3.19)$$

$$R_t^k = (1 - \phi)\alpha \frac{s_t X_t}{k_{j,t}} M C_{j,t}, \quad (3.20)$$

$$P_t = \phi \frac{s_t X_t}{\Gamma_{j,t}} M C_{j,t}. \quad (3.21)$$

$MC_{j,t}$ étant le coût marginal nominal, s_t étant la mesure de dispersion des prix, et X_t étant le produit agrégé.

À partir des équations (3.19), (3.20) et (3.21), on peut écrire

$$MC_{j,t} = \Omega_{(\phi,\alpha)} P_t^\phi \left[(R_t^k)^\alpha (W_t R_t)^{1-\alpha} \right]^{1-\phi}, \quad (3.22)$$

où $\Omega_{(\phi,\alpha)}$ est une constante qui dépend des paramètres ϕ et α . En divisant l'équation (3.22) par P_t , on trouve le coût marginal réel :

$$mc_{j,t} = \Omega_{(\phi,\alpha)} \left[(r_t^k)^\alpha (w_t R_t)^{1-\alpha} \right]^{1-\phi}, \quad (3.23)$$

où w_t et r_t^k sont, respectivement, le salaire réel et le taux de rendement réel sur les services du capital.

3.2.2 Les ménages

Il existe un continuum de ménages indicé par $j \in (0, 1)$. Chaque ménage j fait face à une séquence de décisions à chaque période. Premièrement, il procède au choix optimal de consommation et d'accumulation de capital, et il décide de la quantité de services du capital à offrir. Deuxièmement, il achète des titres, dont le rendement dépendra s'il est en mesure ou non de réoptimiser son salaire. Troisièmement, il fixe le salaire nominal après avoir trouvé s'il peut ou non réoptimiser. Quatrièmement, il reçoit un montant forfaitaire de l'autorité monétaire. Finalement, il décide du pourcentage de ses actifs financiers qui sera détenu sous forme de dépôts auprès de l'intermédiaire financier et du montant qu'il détiendra sous forme d'encaisses.

L'incertitude à laquelle fait face le ménage quant à la possibilité de réoptimiser le salaire étant idiosyncratique, les ménages travaillent un nombre d'heures différent et ont des salaires différents. En principe, les ménages sont hétérogènes en termes de consommation et de détention d'actifs. CEE (2005) supposent l'existence de titres d'état-contingent garantissant qu'à l'équilibre, les ménages seront homogènes en termes de consommation et d'actifs détenus, mais hétérogènes en termes de salaire et d'heures de travail.

Les préférences du ménage j sont donc définies en termes d'un bien de consommation

c_t , d'encaisses réelles q_t et d'heures travaillées $h_{j,t}$:

$$E_t^j \sum_{t=0}^{\infty} \beta^{l-t} [u(c_{t+l} - bc_{t+l-1}) - z(h_{j,t+l}) + \nu(q_{t+l})], \quad (3.24)$$

E_t^j étant l'opérateur d'espérance conditionnelle à l'information agrégée et idiosyncratique dont dispose le ménage j antérieurement et jusqu'à la fin de la période t . Le paramètre b gouverne l'importance de la formation d'habitude en consommation.

Le ménage fait face à la contrainte budgétaire suivante :

$$P_t(i_t + c_t + a(u_t)\bar{k}_t) + M_{t+1} = R_t [M_t - Q_t + (\mu_t - 1)M_t^a] + A_{j,t} + Q_t + W_{j,t}h_{j,t} + R_t^k u_t \bar{k}_t + D_t, \quad (3.25)$$

où $W_{j,t}$ représente le salaire nominal, i_t étant l'investissement à la période t , D_t est la somme des dividendes émanant des entreprises, et Q_t étant les encaisses nominales détenues par le ménage au temps t . Le ménage loue le stock de capital aux entreprises au taux de location R_t^k par unité de capital. Ainsi, $R_t^k u_t \bar{k}_t$ représente le redement sur les services du capital. A_t représente le "cash flow" net découlant de la participation aux marchés état-contingents titrisés. Ces titres ont pour rôle d'assurer que tous les ménages ont des profils de consommation parfaitement semblables indépendamment de leur salaire. La variable μ_t représente le taux de croissance brut du stock nominal de monnaie per capita, M_t^a . La quantité $M_t - Q_t + (\mu_t - 1)M_t^a$ est déposée par le ménage auprès d'un intermédiaire financier. Le taux d'intérêt brut versé sur ce dépôt est R_t .

Décision de consommation

En notant λ_t le multiplicateur du Lagrange sur la contrainte budgétaire, les conditions du premier ordre du problème de maximisation de l'utilité du ménage par rapport à c_t et Q_t sont :

$$\lambda_t = (c_t - bc_{t-1})^{-1} - \beta b E_t [(c_{t+1} - bc_t)^{-1}], \quad (3.26)$$

$$\lambda_t = \beta E_t \left(\lambda_{t+1} \frac{R_{t+1}}{\pi_{t+1}} \right), \quad \pi_{t+1} = \frac{P_{t+1}}{P_t}. \quad (3.27)$$

Décisions d'offre de travail et détermination des salaires

Comme dans Erceg, Henderson et Levin (2000), les ménages se font concurrence et sont différents quant au type de travail. De ce fait, chacun a un pouvoir monopolistique sur son offre de travail $h_{j,t}$. Il vend ce service à une firme compétitive qui le transforme en indice de travail agrégé, L_t , en utilisant la technologie suivante :

$$L_t = \left[\int_0^1 h_{j,t}^{\frac{1}{\lambda_w}} dj \right]^{\lambda_w}. \quad (3.28)$$

La courbe de demande pour $h_{j,t}$ est donnée par :

$$h_{j,t} = \left(\frac{W_t}{W_{j,t}} \right)^{\frac{\lambda_w}{\lambda_w - 1}} L_t, \quad 1 \leq \lambda_w < \infty, \quad (3.29)$$

λ_w dénote le markup des salaires à l'état stationnaire. W_t étant le taux de salaire agrégé.

Il est rattaché au salaire individuel du ménage par l'équation suivante :

$$W_t = \left[\int_0^1 (W_{j,t})^{1/(1-\lambda_w)} dj \right]^{1-\lambda_w}. \quad (3.30)$$

L'ajustement des salaires des ménages est modélisé selon une version modifiée des contrats à la Calvo (1983). À chaque période, les ménages ne peuvent ajuster leurs salaires qu'avec une probabilité $(1 - \xi_w)$, indépendante du temps écoulé depuis la dernière révision de salaire. Les ménages, qui ne peuvent réoptimiser leur salaire peuvent cependant l'ajuster selon le mécanisme d'indexation suivant :

$$W_{j,t} = \pi_{t-1} W_{j,t-1} \quad (3.31)$$

Décision d'investissement

Les ménages choisissent le stock de capital, le montant d'investissement ainsi que le taux d'utilisation du capital afin de maximiser leur fonction d'utilité intertemporelle (3.24) soumise à la contrainte budgétaire (3.25) et à l'équation d'accumulation du capital donnée par

$$\bar{k}_{t+1} = (1 - \delta)\bar{k}_t + \left[1 - F\left(\frac{i_t}{i_{t-1}}\right) \right] i_t. \quad (3.32)$$

où δ dénote le taux de dépréciation du capital. $F(\cdot)$ est une fonction de coûts d'ajustement sur l'investissement.

En notant τ_t le multiplicateur de Lagrange sur l'équation d'accumulation du capital, les conditions d'optimalité du problème de maximisation du ménage par rapport au capital et à l'investissement sont données par :

$$\tau_t = E_t \left[\beta \frac{\lambda_{t+1}}{\lambda_t} \left(\tau_{t+1}(1 - \delta) + r_{t+1}^k u_{t+1} - a(u_{t+1}) \right) \right], \quad (3.33)$$

$$1 = \tau_t \left[1 - F \left(\frac{i_t}{i_{t-1}} \right) - \frac{i_t}{i_{t-1}} F' \left(\frac{i_t}{i_{t-1}} \right) \right] + \beta E_t \left[\tau_{t+1} \frac{\lambda_{t+1}}{\lambda_t} \left(\frac{i_{t+1}}{i_t} \right)^2 F' \left(\frac{i_{t+1}}{i_t} \right) \right], \quad (3.34)$$

$$r_t^k = a'(u_t). \quad (3.35)$$

$a(\cdot)$ étant une fonction croissante du taux d'utilisation du capital.

3.2.3 Formes fonctionnelles retenues

Nous supposons que les fonctions caractérisant l'utilité sont données par

$$u(\cdot) = \log(\cdot), \quad (3.36)$$

$$z(\cdot) = \psi_0(\cdot)^2, \quad (3.37)$$

$$\nu(\cdot) = \psi_q \frac{(\cdot)^{1-\sigma_q}}{1-\sigma_q}. \quad (3.38)$$

De plus, les coûts d'ajustement d'investissement sont donnés par

$$F \left(\frac{i_t}{i_{t-1}} \right) = \frac{\kappa}{2} \left(\frac{i_t}{i_{t-1}} - 1 \right)^2. \quad (3.39)$$

La fonction $F(\cdot)$ satisfait les propriétés suivantes : $F(1) = F'(1) = 0$ et $\kappa \equiv F''(1) > 0$. Ces propriétés assurent l'absence de coûts d'ajustement à l'état stationnaire.

Nous imposons deux restrictions sur la fonction d'utilisation du capital, $a(u_t)$. Premièrement, $u = 1$ à l'état stationnaire. Deuxièmement, nous supposons que $a(1) = 0$. Sous ces hypothèses, l'état stationnaire du modèle est indépendant de $\sigma_a = a''(1)/a'(1)$.

3.2.4 Le gouvernement

Le modèle est fermé en précisant le comportement du gouvernement. Celui-ci gère les politiques fiscale et monétaire.

Politique fiscale

Les dépenses du gouvernement, G_t , sont exogènes et financées par une taxe forfaitaire. CEE (2005) supposent que les autorités fiscales veillent, à chaque période, à assurer la “soutenabilité” de la politique adoptée. Autrement dit, la contrainte budgétaire intertemporelle de l’État est toujours équilibrée et la politique fiscale est toujours Ricardienne (Moyen et Sahuc (2008)). Sous ce type de politique, les détails sur la politique fiscale n’ont aucun impact sur l’inflation et les autres variables macroéconomiques.

Politique monétaire

La représentation de la politique monétaire adoptée par CEE est :

$$\mu_t = \mu + \theta_0 \epsilon_t + \theta_1 \epsilon_{t-1} + \theta_2 \epsilon_{t-2} + \dots \quad (3.40)$$

où $\mu_t = \frac{M_{t+1}}{M_t}$. μ représente le taux moyen de croissance du stock nominal de monnaie, θ_j étant la réponse de $E_t \mu_{t+j}$ au choc monétaire au temps t .

3.2.5 Agrégation

En intégrant la fonction de demande conditionnelle de la firme j donnée par (3.2) par rapport à j , nous trouvons la contrainte de ressource agrégée suivante :

$$s_t X_t = (c_t + i_t + a(u_t) \bar{k}_t + \Gamma_t) \int_0^1 \left(\frac{P_{j,t}}{P_t} \right)^{-\theta} dj, \quad (3.41)$$

De plus, nous avons :

$$s_t X_t = \Gamma_t^\phi [k_t^\alpha L_t^{1-\alpha}]^{1-\phi}, \quad (3.42)$$

X_t dénote le produit agrégé et k_t , L_t et Γ_t sont, respectivement, les services du capital agrégé, les heures totales de travail et la quantité totale d’inputs intermédiaires utilisée à des fins de production.

La contrainte de ressources agrégée prend en considération l’inefficience dans l’allocation des ressources engendrée par la dispersion des prix à travers les firmes intermédiaires. Comme mentionné ci-dessus, la mesure de dispersion des prix s_t est comprise entre 0

et 1. Sous les hypothèses de fixation des prix à la Calvo et d'indexation des salaires sur l'inflation passée, la distorsion de prix peut s'écrire sous forme récursive de la façon suivante :

$$s_t = (1 - \xi_p) \left[\frac{P_t^*}{P_t} \right]^{-\theta} + \xi_p \left(\frac{\pi_{t-1}^\gamma}{\pi_t} \right)^{-\theta} s_{t-1}. \quad (3.43)$$

Les profits agrégés sont donnés par

$$\Pi_t = P_t X_t - \left(P_t \Gamma_t + R_t^k \bar{k}_t + W_t R_t L_t \right) \quad (3.44)$$

La valeur ajoutée en production Y_t est liée au produit brut par

$$Y_t = X_t - \Gamma_t \quad (3.45)$$

3.3 Paramétrisation

Afin de simuler les différentes variantes du modèle, nous procédons à la calibration des différents paramètres. La calibration s'appuie en partie sur les estimés rapportés par CEE (2005). Elle est résumée au Tableau 3.1. Les paramètres à calibrer sont le facteur d'escompte β , le taux de dépréciation du capital δ , le paramètre de formation d'habitude de consommation b , le markup des prix à l'état stationnaire λ_f , le markup des salaires à l'état stationnaire λ_w , l'élasticité de la valeur ajoutée par rapport à l'input-travail α , la probabilité Calvo de non-réoptimisation des prix ξ_p , la probabilité Calvo de non-réoptimisation des salaires ξ_w , le paramètre déterminant l'importance du coût d'ajustement d'investissement κ , le degré d'indexation des prix (γ), le taux moyen de croissance de la monnaie (μ) et l'élasticité de l'output par rapport à l'input intermédiaire ϕ .

Le facteur d'escompte a été fixé à 0.9926, ce qui implique un taux d'intérêt réel annuel à l'état stationnaire de 3%. Le taux de dépréciation du capital δ est égal à 0.025, ce qui correspond à un taux annuel de dépréciation du capital de 10%. Le paramètre de formation d'habitude de consommation b est fixé à 0.65. Le paramètre déterminant le markup sur les prix à l'état stationnaire λ_f est établi à 1.20, ce qui est identique à celui proposé par Rotemberg et Woodford (1997) ainsi qu'à l'estimé rapporté par CEE. Chari,

Kehoe, et McGrattan (2000), Basu et Fernald (2001), Huang et Liu (2002) et Liu et Phaneuf (2007) proposent une valeur de 1.1. Nakamura et Steinsson (2010) supposent une valeur de 1.33 dans un modèle intégrant des coûts de menu et une structure de production en boucle. Le markup sur les salaires à l'état stationnaire λ_w est de 1.05, lequel est identique à celui de CEE. Il en est de même de l'élasticité de la valeur ajoutée par rapport à l'intrant-travail qui est fixée à 0.36. La probabilité Calvo de non-réoptimisation des prix ξ_p est de 0.60, ce qui correspond à l'estimé de CEE et implique une durée moyenne des contrats de prix de 2.5 trimestres. La probabilité Calvo de non-réoptimisation des salaires ξ_w est 0.65, et correspond également à l'estimé rapporté par CEE. Le paramètre μ a été fixé à 1.017. Cette valeur correspond au taux de croissance trimestriel moyen d'après-guerre de l'agrégat monétaire (M_2). Le paramètre déterminant l'importance du coût d'ajustement d'investissement κ a été fixé à 3.57, ce qui correspond à celui rapporté par CEE. Le degré d'indexation des prix (γ) est égal à 1, ce qui est identique à celui rapporté par CEE.

Le paramètre ϕ mesure la part des paiements alloués à l'achat des inputs intermédiaires dans le coût total de production. L'étude empirique de Jorgenson, Gollop et Fraumeni (1987) suggère que la part-revenu de l'input intermédiaire dans l'output total du secteur manufacturier est de 50%, ce qui pour un markup des prix à l'état stationnaire de 1.2 se traduit par une valeur de ϕ de 0.6. Les Tables Input-Output du Bureau d'Analyse Économique (BEA, 1997) indiquent quant à elles un ratio "des inputs intermédiaires totaux" à la "production totale de l'industrie" pour le secteur manufacturier de 0.68, ce qui implique avec un markup à l'état stationnaire de 1.2 un ϕ de 0.816. Bergin et Feenstra (2000) supposent que la valeur de ϕ varie entre 0.8 et 0.9, alors que Huang et Liu (2001), Huang, Liu et Phaneuf (2004) et Nakamura et Steinsson (2010) proposent une part d'inputs intermédiaire de l'ordre de 0.7. Nous adoptons un point de vue très conservateur et fixons la valeur de ϕ à 0.6.

3.4 Sensibilité des résultats de CEE à l'hypothèse d'indexation

3.4.1 Modèle CEE

Les équations du modèle sont log-linéarisées autour d'un état stationnaire à taux d'inflation nul comme dans CEE ou d'un taux positif d'inflation à l'état stationnaire. Nous simulons d'abord le modèle original de CEE (2005). Ce modèle est celui pour lequel $\phi = 0$ et $\bar{\pi} = 1$. Nous reproduisons le plus fidèlement possible les sentiers de réponse théoriques suivant un choc monétaire expansionniste de 1% rapportés par CEE (2005, pp.6 – 7) .

La Figure 3.1 présente ces sentiers de réponse théoriques, lesquels sont identiques à ceux de CEE. On y voit que suite à un choc monétaire expansionniste :

- l'output, la consommation et l'investissement augmentent et que le sentier de réponse de chacune de ces variables est en forme de cloche. Les réponses atteignent leur sommet quelques 6 trimestres suivant le choc et reviennent à leur niveau d'avant-choc au bout de plusieurs trimestres ;
- la réponse de l'inflation est négative pendant 5 trimestres, puis elle devient positive pour alors présenter une forme en cloche ;
- le taux d'intérêt nominal baisse durant environ 6 trimestres ;
- le salaire réel augmente, mais faiblement.

Il convient donc de souligner qu'en réponse à un choc monétaire expansionniste, l'inflation diminue pendant plusieurs trimestres avant d'augmenter à moyen terme, ce qui représente en soi une difficulté très sérieuse associée au modèle de CEE.

3.4.2 CEE sans clause d'indexation des prix et des salaires

La question soulevée dans cette sous-section est de savoir si l'indexation des prix et des salaires joue un rôle mineur ou majeur dans les résultats obtenus par CEE. Pour ce faire, nous désactivons la clause d'indexation des prix et des salaires. Le modèle sans clause d'indexation est obtenu en assignant au paramètre γ une valeur de 0. La Figure 3.2

présente les sentiers de réponse du modèle CEE avec et sans clause d'indexation suite à un choc monétaire expansionniste. Nous constatons que l'absence d'indexation altère grandement la dynamique de court terme du modèle. En effet, le sentier de réponse de l'output ne présente plus une forme de cloche. En ce qui a trait à l'inflation, sa réponse devient presque nulle à tous les horizons, faisant perdre au modèle toute sa vraisemblance.

Dans la foulée de Fuhrer et Moore (1995) et Nelson (1998), nous évaluons le rendement du modèle original de CEE et celui du modèle modifié sans indexation quant à leur capacité à générer des autocorrélations positives élevées de l'inflation. Récemment, Pivetta et Reis (2007) ont montré sur la base de tests statistiques formels et variés que la persistance inflationniste avait été élevée depuis 1965 et pratiquement inchangée jusqu'à nos jours. Cela contredit les résultats de Benati (2008) qui suggèrent que la persistance inflationniste a pu varier dans le temps suite à des changements de régimes monétaires. Nous rapportons également les autocorrélations du taux de croissance de l'output dans l'esprit du test proposé par Cogley et Nason (1995). Ce test a été perçu au fil des années comme révélant l'importance de la propagation dynamique endogène inhérente à un modèle particulier. Les Figures 3.3 et 3.4 rapportent ces résultats.

En présence d'indexation des prix et des salaires, les coefficients d'autocorrélation de l'inflation sont très élevés et ressemblent à ceux observés sur données américaines et rapportés au Tableau 3.2. L'autocorrélation de premier ordre est de 0.95, et les autocorrélations d'ordre supérieur décroissent de façon très graduelle. Ces autocorrélations sont très semblables à celles rapportées par Fuhrer et Moore (1995) et Fuhrer (2009). Sans clause d'indexation, les autocorrélations de l'inflation chutent considérablement et décroissent rapidement. Le modèle n'explique plus la dynamique inflationniste de court terme.

Ce résultat s'explique comme suit. Sans clause d'indexation, la courbe de Phillips néokeynésienne est privée de sa composante "backward" laquelle prend la forme dans le modèle de CEE d'un terme d'inflation retardée dans la courbe de Phillips. Galí et Gert-

ler (1999) introduisent également un terme d'inflation "backward" dans la courbe de Phillips au moyen d'une hypothèse stipulant qu'une fraction de firmes agit comme "rule-of-thumbers" en matière de détermination des prix. L'exclusion du terme d'inflation retardée fait en sorte que la courbe de Phillips est purement prévisionnelle ou "forward-looking". Or, compte tenu des valeurs assignées à ξ_p et ξ_w , la fréquence d'ajustement des prix et des salaires est relativement élevée, du moins suffisamment pour que le modèle privé de l'indexation livre une persistance de l'inflation qui est beaucoup plus faible.

Quant à la croissance de l'output, le modèle avec indexation prédit une autocorrélation du premier ordre de 0.61, et des autocorrélations d'ordre supérieur qui, bien que positives, décroissent plus rapidement que celles de l'inflation. Sans indexation, les autocorrélations du taux de changement de l'output sont significativement moins élevées.

Les résultats rapportés aux Figures 3.3 et 3.4 témoignent du bien-fondé de la critique de Chari, Kehoe et McGrattan CKM (2009) et autres. L'indexation est une source de persistance inflationniste et de persistance réelle très importante dans le modèle de CEE. Il faut se rappeler que plusieurs modèles ont repris cette hypothèse par la suite (Walsh, 2005 ; Smets et Wouters 2007 ; Justiniano et Primiceri, 2008 ; Gali, Smets et Wouters, 2011). La performance du modèle de CEE et celle d'une classe plus large de modèles néo-keynésiens reposent donc en grande partie sur un ingrédient théorique sans fondement microéconomique. De ce point de vue, tel que l'affirment CKM, les prises de position néoclassique et néo-keynésienne sont fort éloignées.

3.5 Boucle de Production et Tendance Inflationniste Positive

3.5.1 Modèle CEE sans indexation avec tendance d'inflation positive

Le modèle de CEE (2005) est log-linéarisé autour d'un état stationnaire particulier : celui à taux d'inflation tendanciel nul ($\bar{\pi} = 1$). Cette sous-section soulève la question suivante : la présence d'une tendance d'inflation positive peut-elle restaurer la performance du modèle néo-keynésien lorsque celui-ci se voit privé de la clause d'indexation ?

Pour répondre à cette question, nous utilisons le modèle de CEE en le privant du mécanisme d'indexation et en le bonifiant de l'hypothèse d'un taux positif d'inflation à l'état stationnaire. Le modèle omet toujours la boucle de production. Cette variante du modèle de CEE fixe donc la valeur de ϕ à 0, celle de γ à 0 et celle de $\bar{\pi}$ à $1.04^{1/4}$. Le taux d'inflation à l'état stationnaire est donc de 4%, ce qui est tout à fait vraisemblable pour la période d'après-guerre, le taux moyen d'inflation ayant été d'environ 3.7%.

La Figure 3.5 montre l'impact de la tendance positive d'inflation sur les réponses de l'output et de l'inflation suite à un choc monétaire expansionniste. Les sentiers de réponse obtenus montrent que l'inflation est plus touchée que l'output par la présence d'un taux d'inflation tendanciel qui est non nul. En effet, la réponse de l'output à court terme n'est affectée que légèrement et elle ne présente pas une forme en cloche. Pour ce qui est de l'inflation, sa réponse devient plus persistante et plus prononcée. Toutefois, la réponse demeure négative pendant plusieurs trimestres, ce qui représente toujours un problème.

Une fois de plus, nous évaluons l'importance d'un taux d'inflation tendanciel positif en examinant les autocorrélations de l'inflation et de l'output. Les Figures 3.6 et 3.7 comparent les autocorrélations de l'inflation et du taux de croissance de l'output avec tendances d'inflation nulle et positive. Avec tendance d'inflation positive, les autocorrélations de l'inflation sont relativement élevées. L'autocorrélation du premier ordre de l'inflation est de 0.78, et les autocorrélations d'ordre supérieur décroissent graduellement. Ascari (2004), ainsi que Coibion et Gorodnichenko (2011), ont montré que la présence d'une tendance d'inflation positive réduit la pente de la courbe de Phillips néo-keynésienne par rapport au coût marginal ce qui favorise la persistance inflationniste. Au même moment, la perspective d'un taux d'inflation positif à long terme crée une incitation pour les firmes à ce qu'elles adoptent un comportement plus prévisionnel en matière de détermination des prix. Il est donc clair que dans un modèle néo-keynésien moderne à la CEE, le premier effet l'emporte quantitativement sur le deuxième. À noter cependant que les autocorrélations de l'inflation prédites par cette variante du modèle CEE demeurent inférieures à celles observées dans les données (voir Tableau 3.2).

Sans tendance inflationniste, les coefficients d'autocorrélation de l'inflation sont significativement moins élevés. Dans ce cas, le modèle prédit une autocorrélation du premier ordre de l'inflation de l'ordre de 0.57, et des autocorrélations d'ordre supérieur qui décroissent plus rapidement.

Du côté de la croissance de l'output, le modèle CEE sans indexation et avec tendance d'inflation positive prédit une autocorrélation du premier ordre de 0.28 et des autocorrélations d'ordre supérieur qui décroissent rapidement. Avec tendance nulle d'inflation, les coefficients d'autocorrélation du taux de changement de l'output sont légèrement moins élevés. Le modèle prédit une autocorrélation du premier ordre de 0.24, et des autocorrélations d'ordre supérieur rapidement décroissantes.

Bien que l'ajout du trend positif d'inflation accroît la persistance inflationniste, il ne peut corriger l'anomalie d'une réponse négative de l'inflation pendant plusieurs trimestres. Il ne permet pas davantage de générer une réponse de l'output en forme de cloche.

3.5.2 Modèle CEE avec indexation et structure de production en boucle

Nous greffons maintenant une boucle de production au modèle de CEE. Dans un premier temps, l'indexation y demeure présente. Cette variante du modèle de CEE fixe la valeur de ϕ à 0.6 et celle de $\bar{\pi}$ à 1. La Figure 3.8 présente les sentiers de réponse engendrés par ce modèle. Nous constatons que les réponses de l'output, de la consommation, de l'investissement et des profits deviennent significativement plus marquées et plus persistantes. La dynamique de l'inflation est significativement affectée. La réponse de l'inflation est plus faible et plus persistante, et elle se présente en forme de cloche.

3.5.3 Modèle CEE sans clause d'indexation avec production en boucle

Le cas le plus intéressant compte tenu de la motivation centrale du papier est celui d'un modèle *à la* CEE sans indexation, mais qui inclut une boucle de production. La Figure 3.9 présente les sentiers de réponse issus de ce modèle. Les réponses de l'output, de la consommation, de l'investissement, des profits et de l'inflation gardent leur forme de

cloche. Par conséquent, lorsque le modèle intègre une boucle de production, l'indexation devient accessoire et marginale. Sans boucle de production, l'indexation joue un rôle central dans les résultats de CEE.

Ces résultats offrent également une réponse à la critique de CKM (2000) à savoir que les modèles néo-keynésiens sont incapables de générer un "multiplicateur contractuel" ("contract multiplier") élevé par rapport à l'output. Dans le présent modèle, la réponse des variables réelles comme l'output, la consommation et l'investissement sont toutes persistantes et en forme de cloche.

Un autre résultat important, lequel est obtenu pour la première fois dans un modèle entièrement micro-fondé, est que la réponse de l'inflation à un choc monétaire modérément positive, persistante et en forme de cloche. Walsh (2005) obtient également une réponse de l'inflation en forme de cloche, mais en ayant recours à l'hypothèse d'indexation des prix laquelle est rejetée par nombre d'observateurs (Woodford, 2007 ; Cogley et Sbordone, 2008 ; Chari, Kehoe et McGrattan, 2009).

Les figures 3.10 et 3.11 comparent les autocorrélations de l'inflation et du taux de changement de l'output dans des modèles avec boucle de production, avec et sans clause d'indexation. En présence d'indexation, les autocorrélations de l'inflation sont élevées. Le coefficient d'autocorrélation du premier ordre de l'inflation est de 0.98, et les autocorrélations d'ordre supérieur décroissent très graduellement. Sans indexation, les autocorrélations de l'inflation sont moins élevées mais elles demeurent toujours extrêmement vraisemblables. Par conséquent, en présence d'une boucle de production, l'indexation devient totalement accessoire pour comprendre la dynamique de court terme de l'inflation.

La fonction de coût marginal présentée à la Section 2 permet de comprendre les raisons fondamentales derrière ce résultat. Les firmes qui achètent une production intermédiaire entrant dans l'assemblage de leurs biens le font à un prix rigide. Ce prix rigide entre dans la composition du coût marginal nominal des firmes ou réduit l'apport du taux de rendement réel sur les services du capital et du salaire réel dans la fonction de coût

marginal réel. Ceci crée un multiplicateur de rigidité de prix (Basu, 1995 ; El Omari et Phaneuf, 2012). Cette source de rigidité de prix vient s'ajouter à celle du salaire nominal. La réduction de sensibilité au niveau du coût marginal croît avec la valeur de ϕ . Pour autant que ϕ soit positif, l'inflation est moins sensible aux variations du coût marginal réel et elle devient plus persistante. Ce résultat est obtenu dans le cadre d'un modèle où les décisions de prix des firmes sont entièrement prévisionnelles. Il ne nécessite aucun ingrédient théorique *ad hoc*.

En ce qui a trait à la croissance de l'output, le modèle CEE avec indexation et boucle de production prédit une autocorrélation du premier ordre de 0.72 et des autocorrélations d'ordre supérieur qui décroissent graduellement. Sans clause d'indexation, les autocorrélations du taux de changement de l'output sont élevés, le modèle prédisant une autocorrélation du premier ordre de 0.68, et des autocorrélations d'ordre supérieur graduellement décroissantes.

Il se dégage de nos résultats, que même en l'absence d'indexation, le modèle CEE avec boucle de production livre des résultats majeurs concernant la dynamique de l'inflation et celle de l'output. La clause d'indexation apparaît désormais comme un ingrédient accessoire, sans importance, lorsque la structure de production en boucle est greffée au modèle de CEE. Ces résultats permettent une réconciliation, la première à notre connaissance dans la littérature, des points de vue néoclassique et néo-keynésien modernes.

3.5.4 Modèle CEE avec production en boucle et tendance inflationniste positive

Qu'en est-il maintenant lorsque la tendance d'inflation est positive ? Le modèle inclut la boucle de production et la tendance d'inflation positive et exclut la clause d'indexation. Cette variante du modèle CEE est obtenue en fixant ϕ à 0.6, γ à 0 et $\bar{\pi}$ à $1.04^{1/4}$.

La Figure 3.12 montre que la tendance inflationniste positive affecte très peu la dynamique des agrégats suite à un choc monétaire expansionniste. Globalement, nous constatons que les réponses des variables telles que l'output, l'inflation, la consommation et

l'investissement suite à un choc monétaire deviennent légèrement plus persistantes et prononcées après l'ajout de la tendance d'inflation positive. Les Figures 3.13 et 3.14 comparent les autocorrélations de l'inflation et de l'output dans cette variante du modèle CEE avec et sans tendance d'inflation.

Avec tendance d'inflation positive, les autocorrélations de l'inflation sont très élevées. Plus spécifiquement, le coefficient d'autocorrélation du premier ordre de l'inflation est de 0.97, et les autocorrélations d'ordre supérieur décroissent très graduellement. Sans tendance d'inflation, les autocorrélations de l'inflation demeurent presque inchangées.

Pour ce qui est de la croissance de l'output, le modèle avec tendance d'inflation prédit une autocorrélation du premier ordre de 0.70 et des autocorrélations d'ordre supérieur graduellement décroissantes. Sans tendance d'inflation, les autocorrélations de la croissance de l'output demeurent presque inchangées.

Ces résultats confirment que des deux ingrédients, la boucle de production ou la tendance d'inflation positive, le premier est de loin le plus important pour comprendre la dynamique inflationniste et cyclique. Par ailleurs, il est celui qui permet une réconciliation des perspectives néoclassiques et néo-keynésiennes.

3.6 Conclusion

Le modèle original CEE (2005) ne peut échapper à la critique néoclassique avancée par CKM (2009). Nos résultats confirment la validité de cette critique. Toutefois, il est possible de réconcilier les points de vue néoclassique et néo-keynésien au moyen d'améliorations théoriques. La première prend la forme d'une structure de production en boucle. La deuxième est la prise en compte d'une tendance positive d'inflation.

Dans le modèle original de CEE (2005), l'indexation des prix et des salaires joue un rôle central dans la performance du modèle. Sans cette clause, la persistance inflationniste y est faible et les réponses des principaux agrégats réels au choc monétaire perdent de leur vraisemblance. Lorsque nous greffons une production en boucle au modèle, l'indexation

devient un ingrédient accessoire, sans trop d'importance. Lorsque la clause d'indexation est désactivée, le modèle livre plusieurs résultats intéressants. Premièrement, les réponses des variables telles que l'output, la consommation, l'investissement et l'inflation suite à un choc monétaire sont très persistantes et en forme de cloche. En outre, la persistance d'inflation obtenue est très similaire à celle qui est observée sur données. Deuxièmement, des deux ingrédients –la tendance positive d'inflation et le multiplicateur de rigidité des prix imputable à la boucle de production– le second a de loin l'impact le plus important sur nos résultats.

Bien qu'il soit réaliste d'inclure un taux positif d'inflation à l'état stationnaire dans les modèles néo-keynésiens, l'omission du multiplicateur de rigidité des prix imputable à la boucle de production est de loin plus dommageable.

Une première piste de recherche future consistera à examiner l'interaction entre la structure de production en boucle et une tendance d'inflation qui peut varier dans le temps. Cette piste nous permettra de mieux comprendre les grands changements survenus dans la volatilité des agrégats macroéconomiques et dans la structure de certains comouvements qui ont caractérisé la période dite de "grande modération". Une deuxième piste de recherche prometteuse consistera à utiliser notre modèle pour réexaminer les questions étudiées par Ascari et Ropele (2009) et Coibion et Gorodnichenko (2011) sur les conditions de détermination d'équilibre ("determinacy") de la politique monétaire.

Préférences		
β	Facteur d'escompte	$1.03^{-0.25}$
b	Paramètre de formation d'habitude de consommation	0.65
Technologie		
α	Part du revenu du travail dans la production totale	0.36
δ	Taux de dépréciation du capital	0.025
λ_f	Markup sur les prix à l'état stationnaire	1.20
λ_w	Markup sur les salaires à l'état stationnaire	1.05
γ	Degré d'indexation des prix	1
ξ_w	Probabilité Calvo de non-ajustement des salaires	0.64
ξ_p	Probabilité Calvo de non-ajustement des prix	0.60
κ	Coûts d'ajustement sur l'investissement	3.57
ϕ	Part de l'imput intermédiaire dans la production	0.6
μ	Taux moyen de la croissance de la monnaie	1.017

Tableau 3.1 Calibration : Modèle de référence (CEE)

Ordre d'autocorrélation	1	2	3	4	5
Inflation mesurée par le NBD	0.826	0.799	0.756	0.661	0.580
Inflation mesurée par le GDP	0.870	0.820	0.801	0.787	0.716

Tableau 3.2 Autocorrélations d'inflation aux États-Unis (1959 :I au 2007 :III)

Notes : NBD fait référence au déflateur implicite dans le secteur marchand, hors agriculture. GDP fait référence au déflateur implicite du produit intérieur brut.

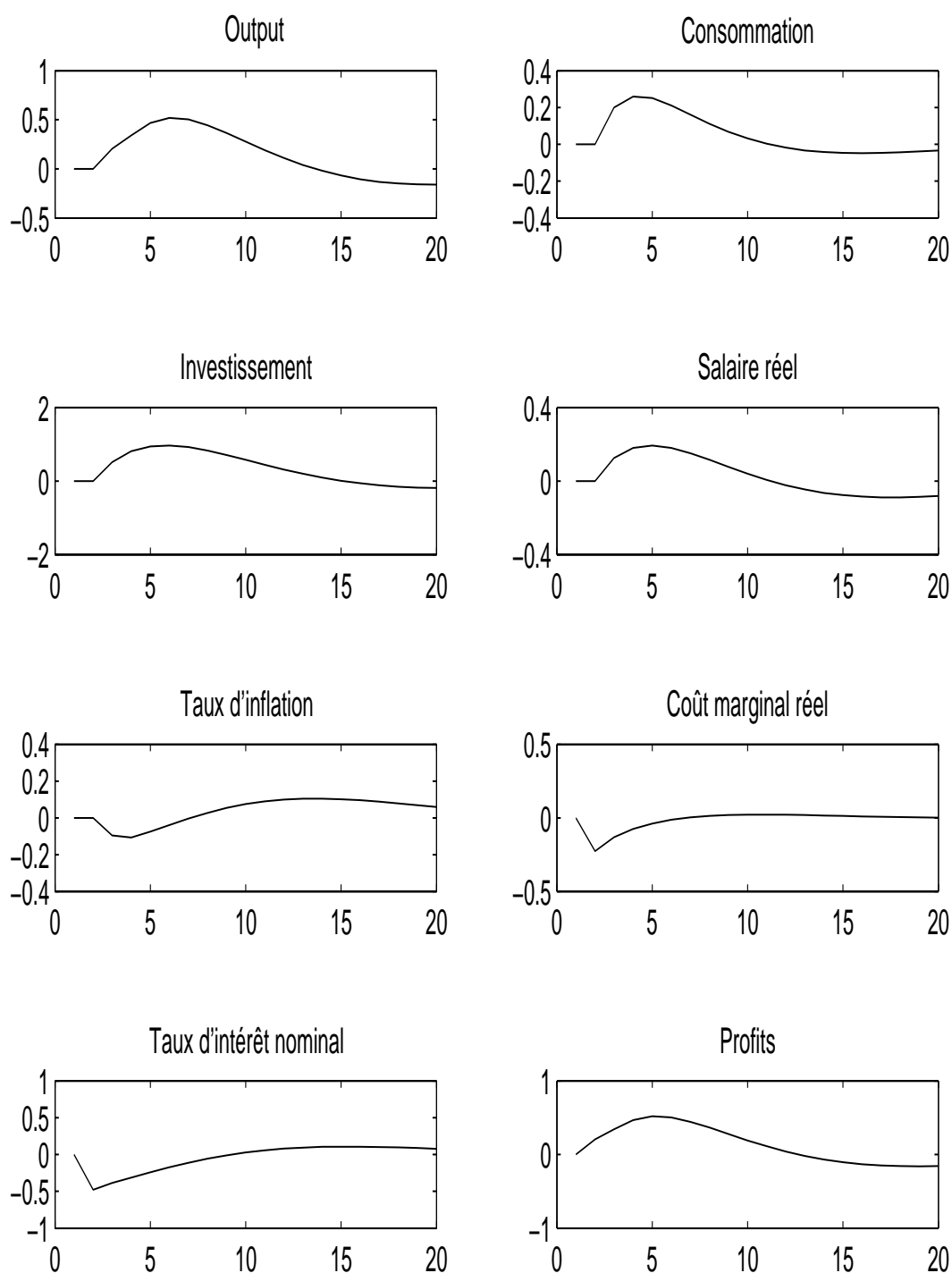


Figure 3.1 Sentiers de réponse donnés par le modèle CEE suite à un choc monétaire expansionniste.

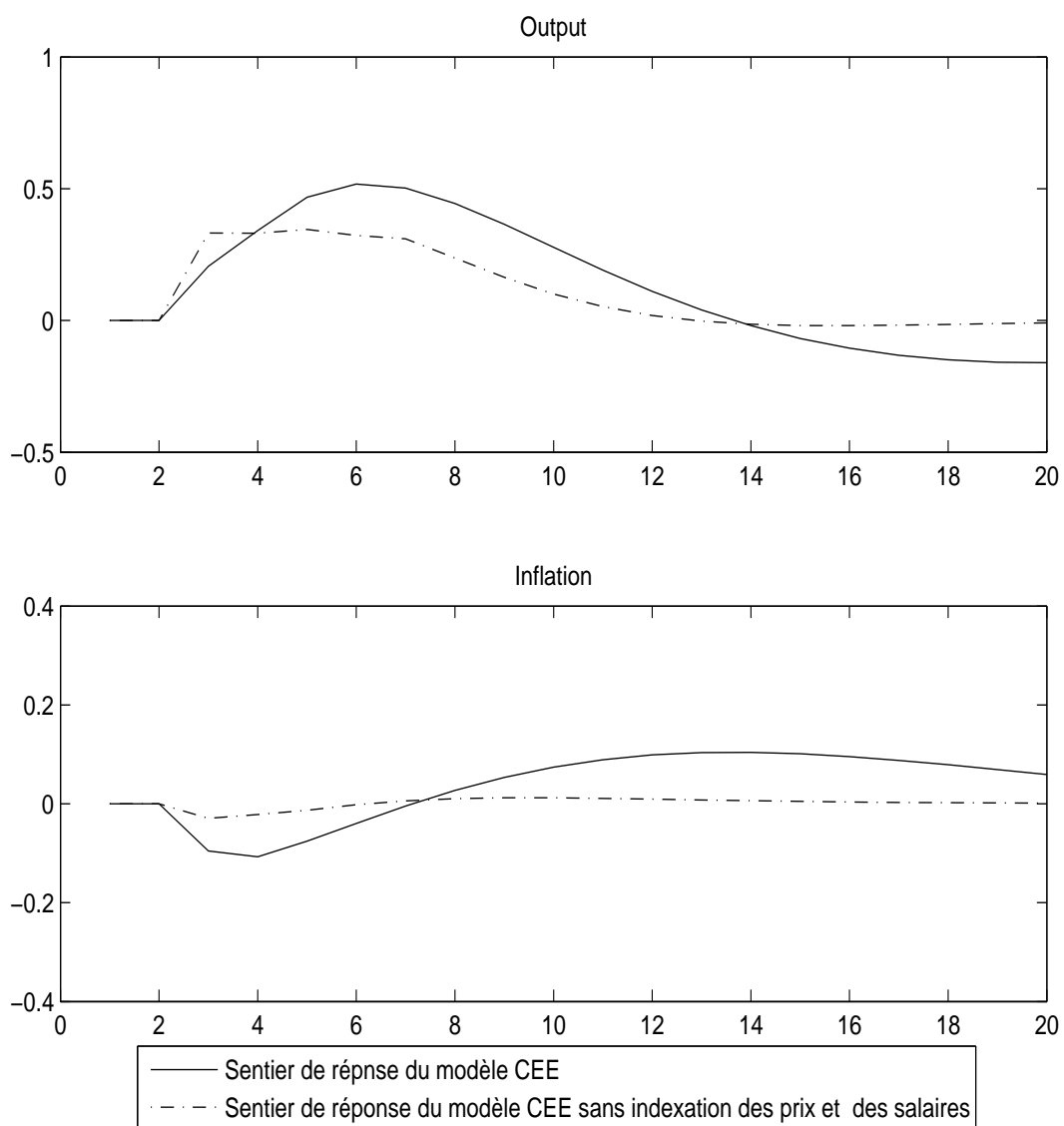


Figure 3.2 Sentiers de réponse suite à un choc monétaire expansionniste.

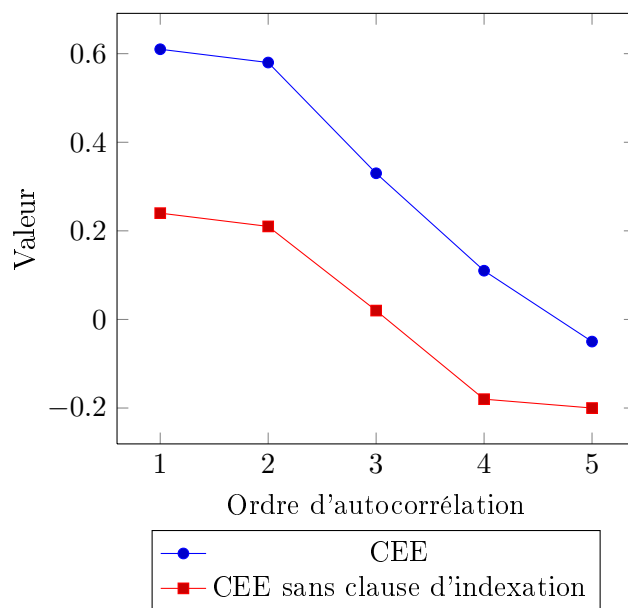


Figure 3.3 Autocorrélation du taux de croissance de l'output

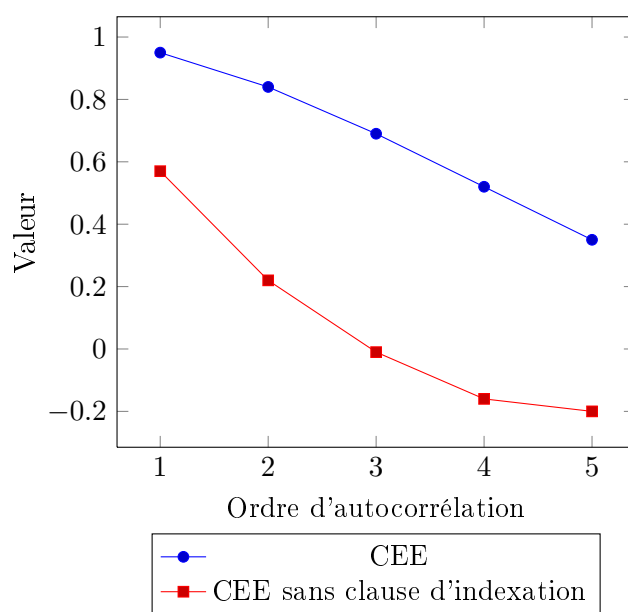


Figure 3.4 Autocorrélation de l'inflation

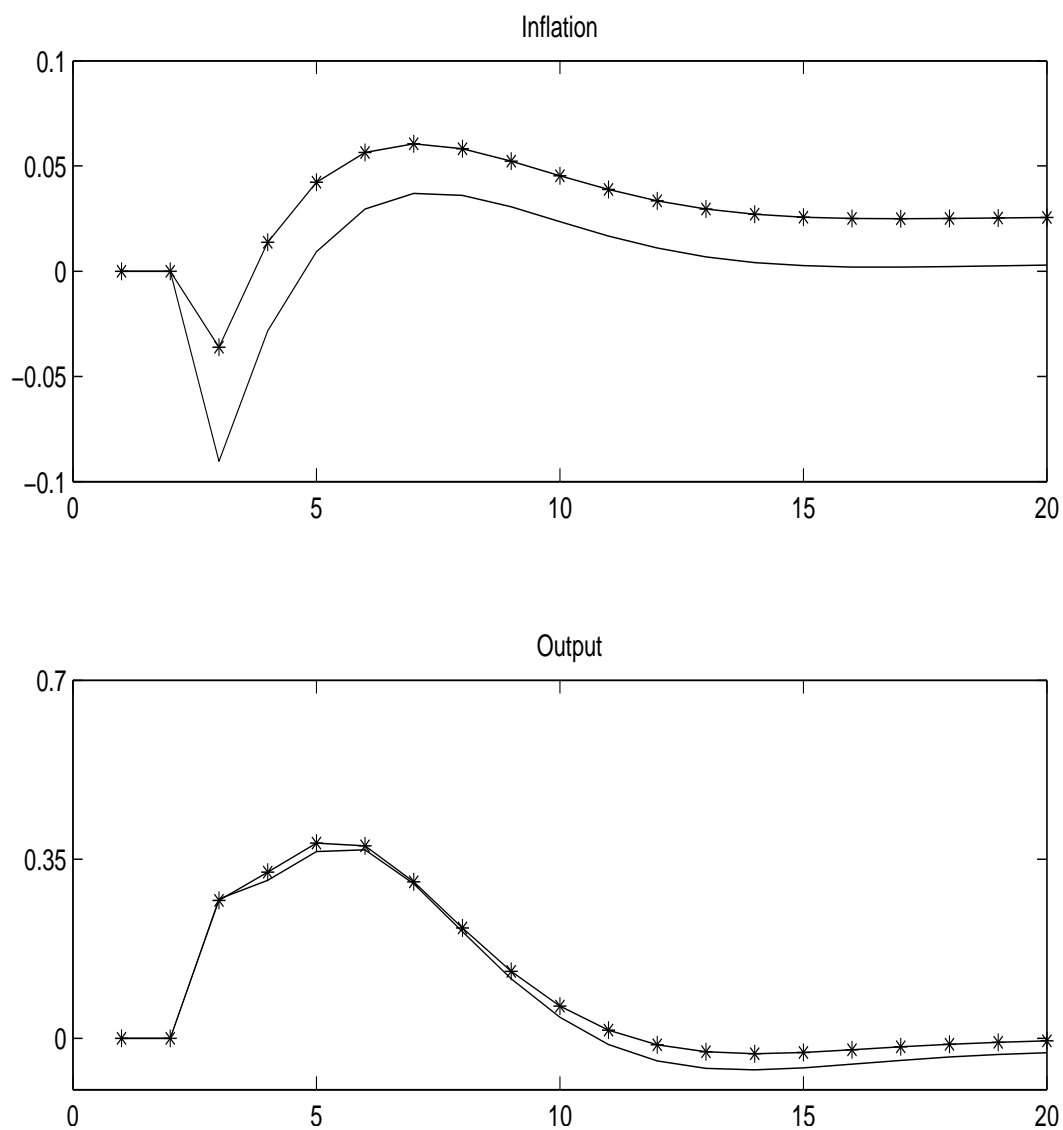


Figure 3.5 Sentiers de réponse suite à un choc monétaire expansionniste. Les lignes continues sont les sentiers du modèle CEE sans clause d'indexation, avec tendance d'inflation nulle ($\bar{\pi} = 1.00^{1/4}$) et les lignes avec étoiles sont les sentiers du modèle CEE sans clause d'indexation, avec tendance d'inflation positive ($\bar{\pi} = 1.04^{1/4}$).

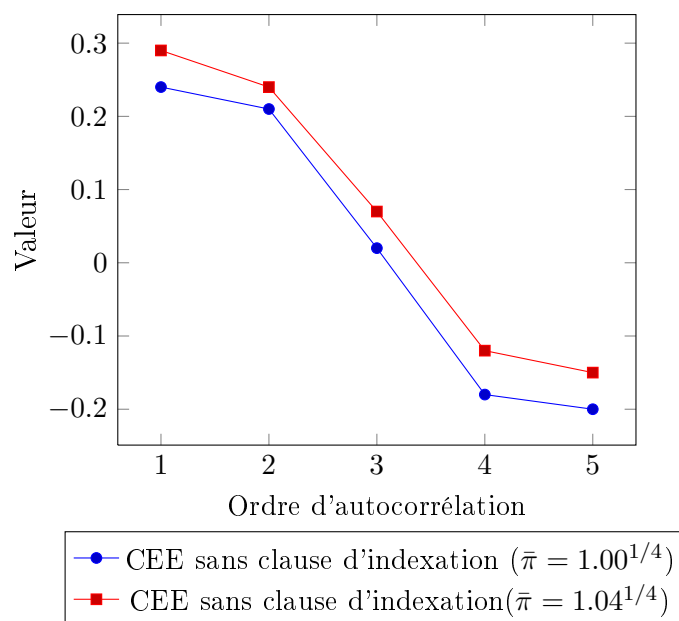


Figure 3.6 Autocorrélation du taux de croissance de l'output

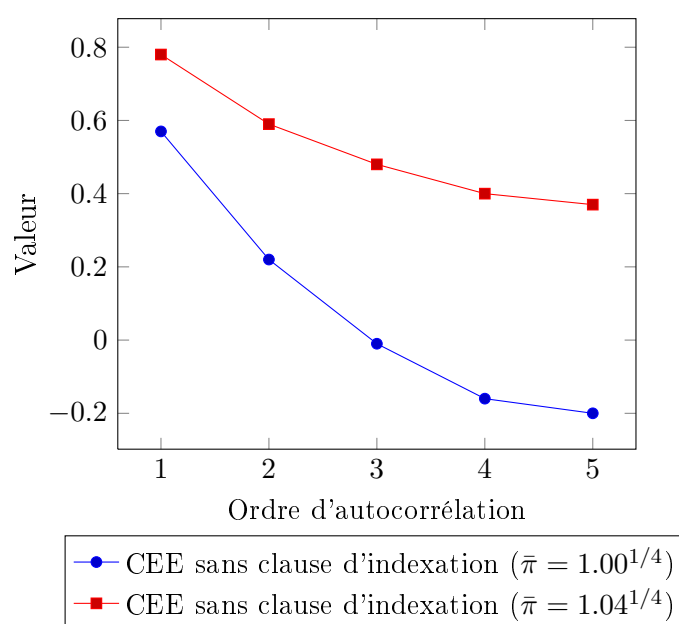


Figure 3.7 Autocorrélation de l'inflation

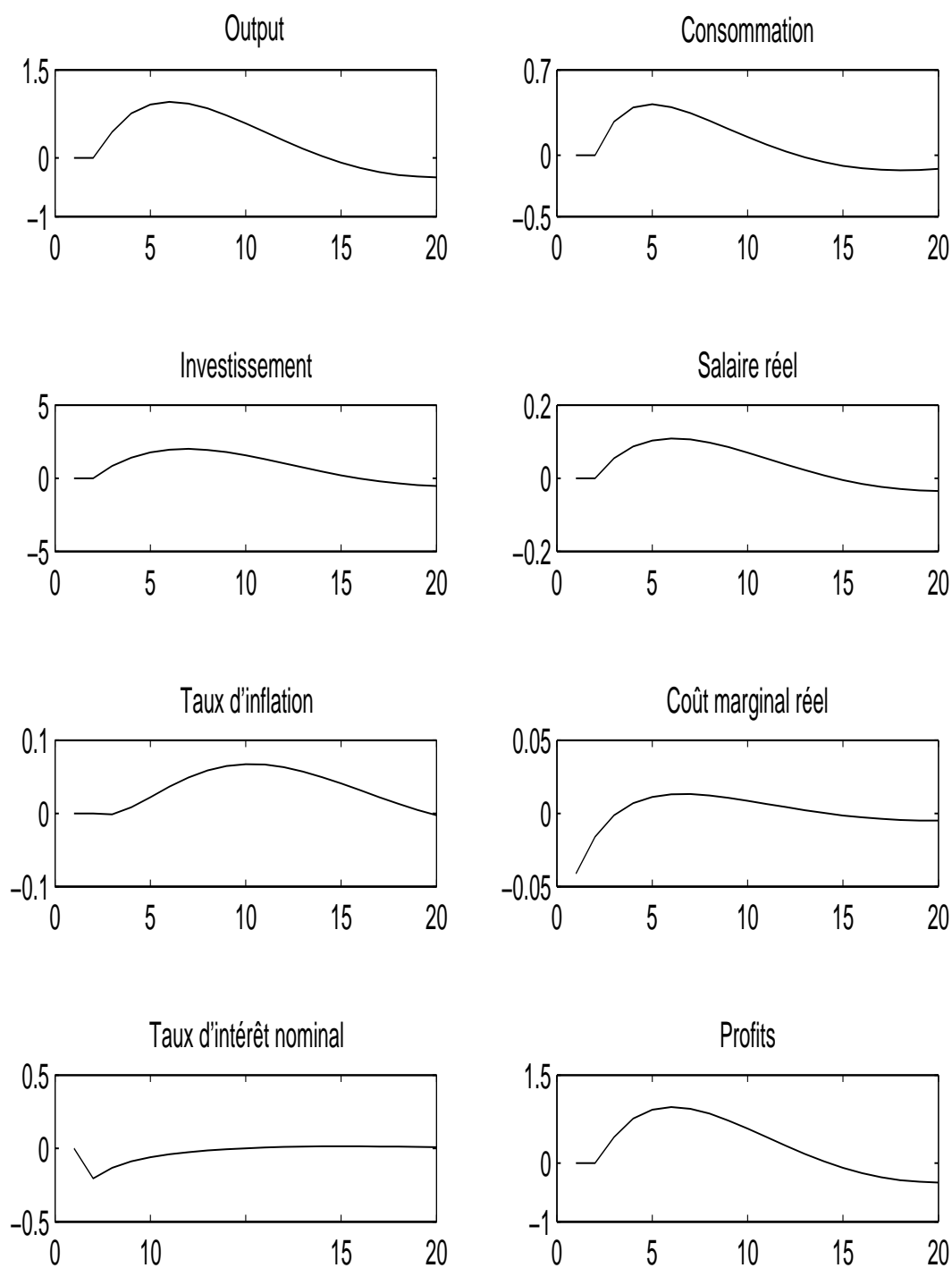


Figure 3.8 Sentiers de réponse suite à un choc monétaire expansionniste, le cas du modèle CEE avec production en boucle.

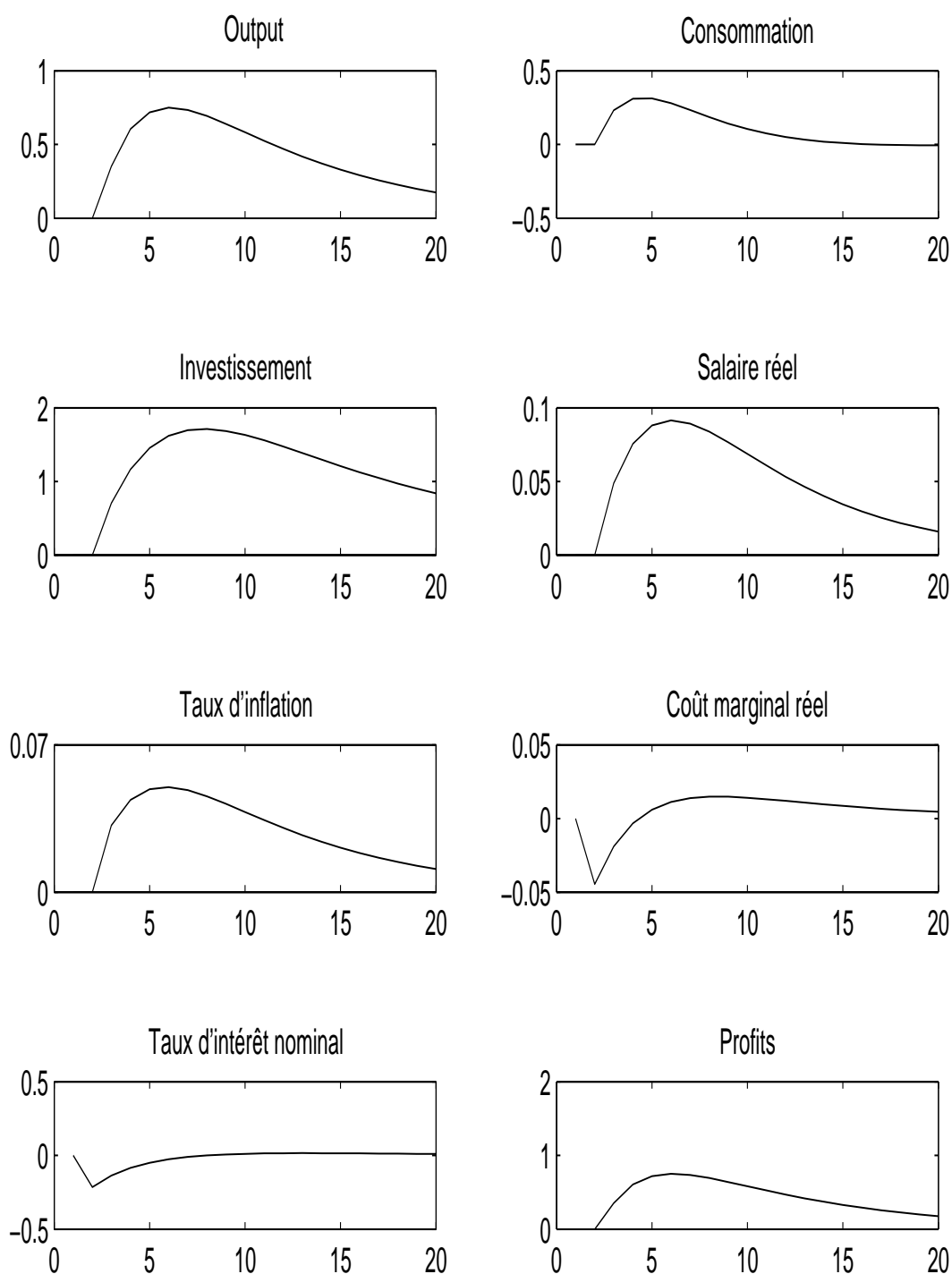


Figure 3.9 Sentiers de réponse suite à un choc monétaire expansionniste, le cas du modèle CEE avec production en boucle et sans clause d'indexation.

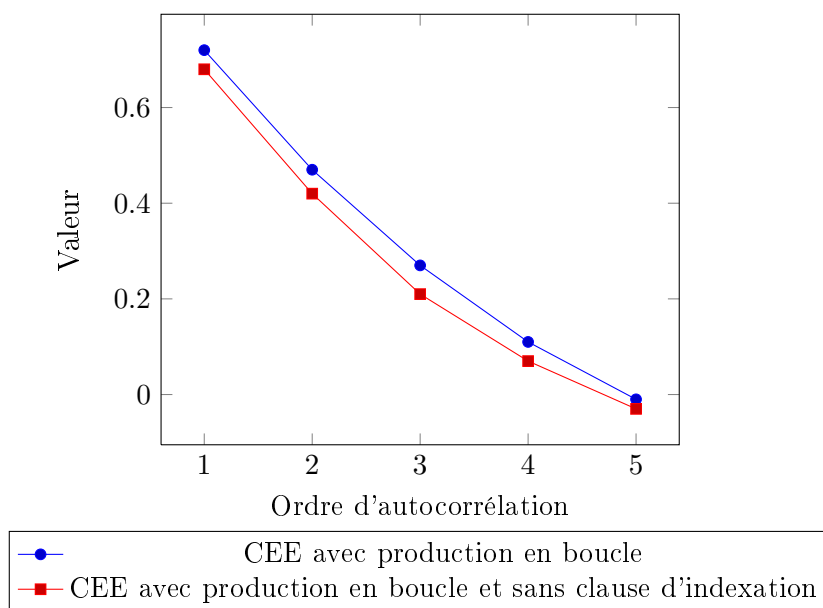


Figure 3.10 Autocorrélation du taux de croissance de l'output

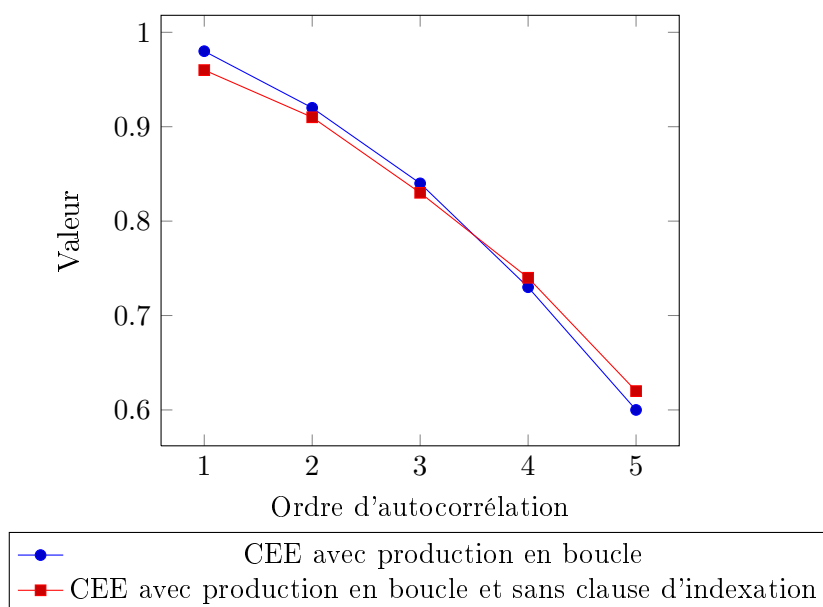


Figure 3.11 Autocorrélation de l'inflation

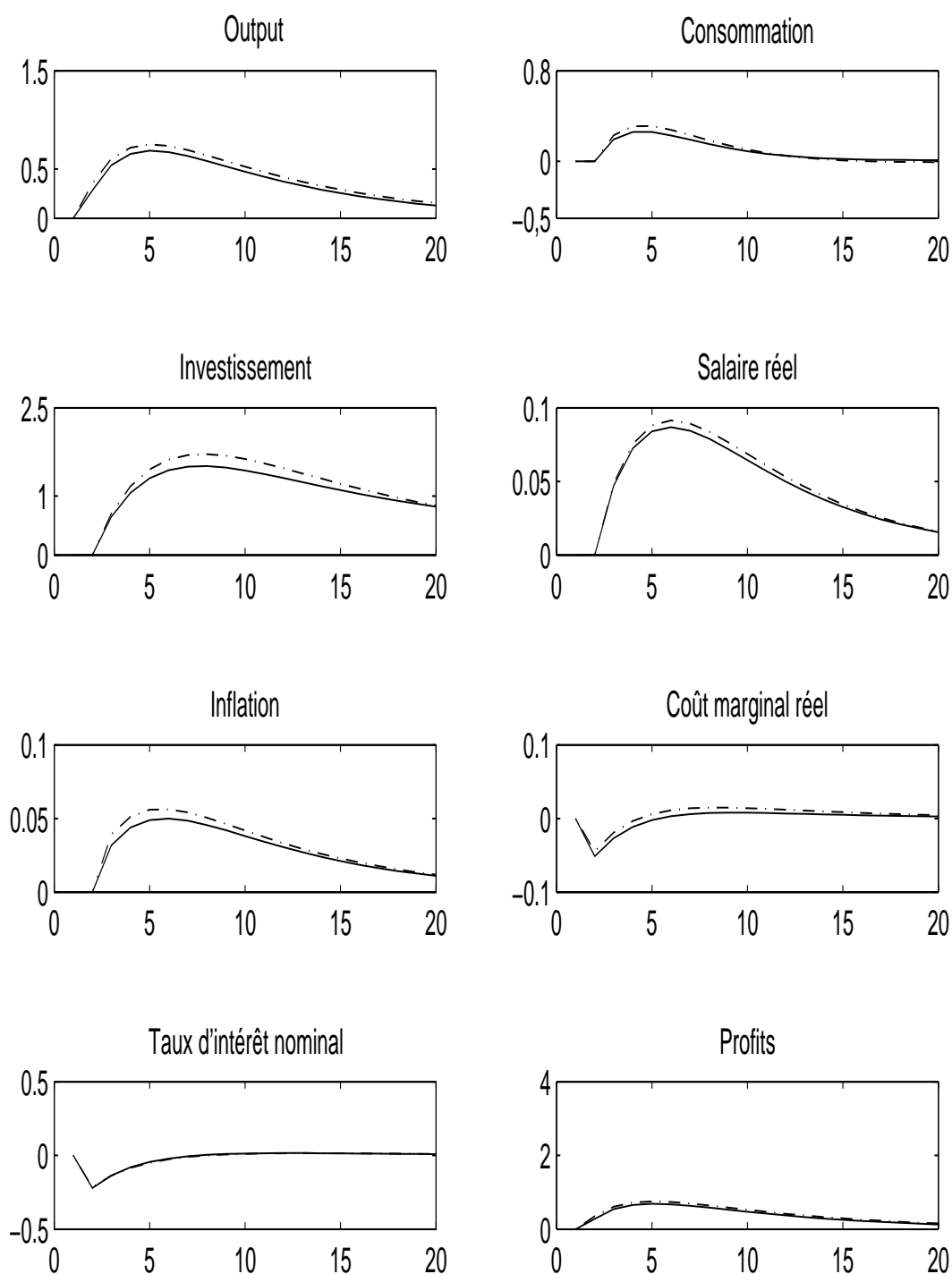


Figure 3.12 Sentiers de réponse suite à un choc monétaire expansionniste. Les lignes continues sont les sentiers du modèle CEE avec production en boucle, sans clause d'indexation ($\bar{\pi} = 1.00^{1/4}$) et les lignes discontinues sont les sentiers du modèle CEE avec production en boucle, sans clause d'indexation ($\bar{\pi} = 1.04^{1/4}$).

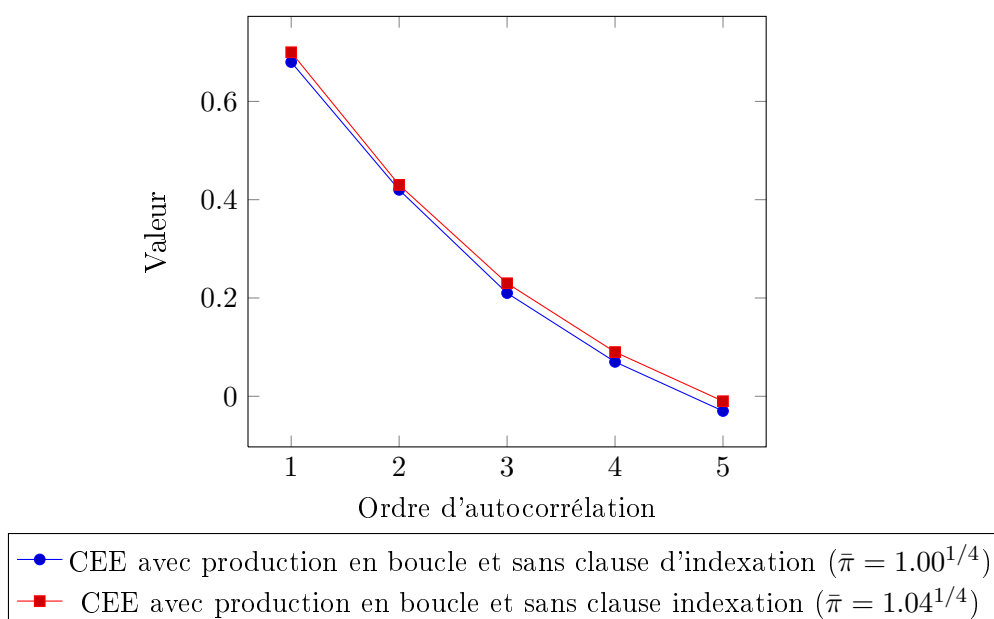


Figure 3.13 Autocorrélation du taux de croissance de l'output

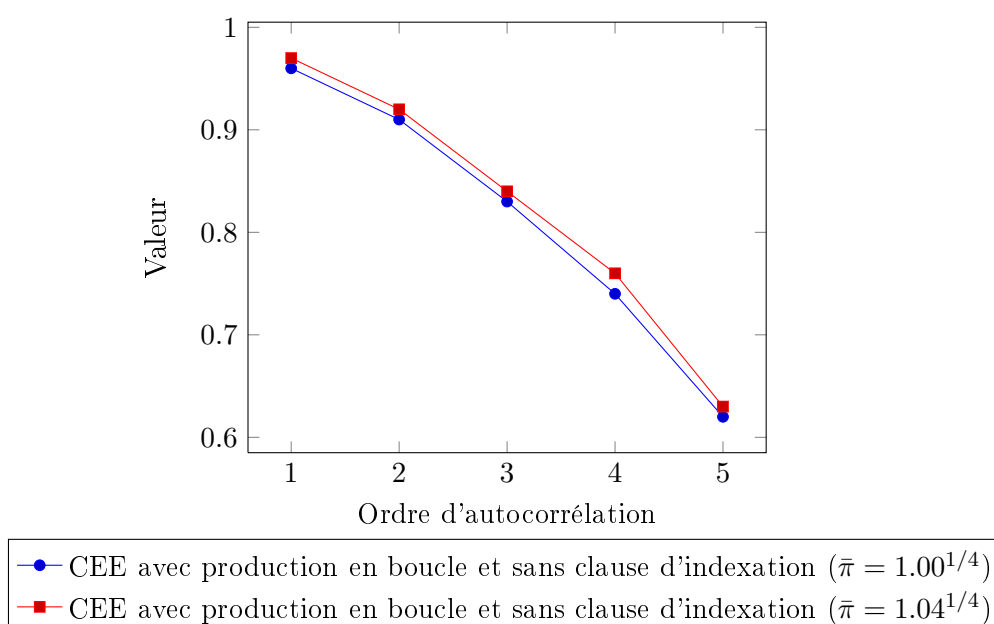


Figure 3.14 Autocorrélation de l'inflation

BIBLIOGRAPHIE

- (1) Amano, Robert ; Ambler, Steve et Rebei Nooman (2007), " The Macroeconomic Effects of Non-Zero Trend Inflation", *Journal of Money Credit and Banking*, 39 (7).
- (2) Ascari, Guido (2004), " Prices and Trend Inflation : Some Nuisances.", *Review of Economic Dynamics* 7 : 642-67.
- (3) Ascari, G. (1998), "On supernetrality of money in staggered wage setting models." *Macroeconomics Dynamics* 2, 383.400.
- (4) Ascari, G. and T. Ropele. (2007), "Monetary Policy Under Low Trend Inflation.", *Journal of Monetary Economics* 54, 2568-2583.
- (5) Ascari, G. and T. Ropele. (2009), "Trend Inflation, Taylor Principle and Indeterminacy.", *The Journal of Money, Credit and Banking*, 41(8), 1557-1584.
- (6) Ascari, G., Branzoli, N. et Castelnovo, E. (2011), "Trend Infation and Determinacy in the U.S." *Working Paper, University of Pavia, Department of Economics and Quantitative Methods Quaderni di Dipartimento* 153. 3,4.
- (7) Bakhshi, H., P. Burriel-Llombart, H. Khan, and B. Rudolf (2002), "Endogenous Price Stickiness, Trend Inflation, and the New Keynesian Phillips Curve.", *Bank of England Working Paper No. 191*.
- (8) Ball, L and Romer, D (1990), "Real rigidities and the non-neutrality of money", *Review of Economic Studies*, Vol. 57, pages 183-203.
- (9) Barattieri, Alessandro ; Basu, Susanto and Gottschalk, Peter (2010), "Some Evidence on the Importance of Sticky Wages", *National Bureau of Economic Research Working Paper* 16130.
- (10) Barro, Robert J. (1978), "Unanticipated Money, Output, and the Price Level in the United States.", *Journal of Political Economy, University of Chicago Press, vol. 86(4), pages 549-80, August*.
- (11) Basu S. (1995), " Intermediate Goods and Business Cycles : Implications for Productivity and Welfare", *American Economic Review*, 85, 512-31.
- (12) Basu, S., Fernald, J.G. (1997). "Aggregate Productivity and Aggregate Technology". *International Finance Discussion Papers*.
- (13) Basu, Susanto et John Fernald, (2001), " Why Is Productivity Procyclical? Why Do We Care? ", *NBER Chapters, dans : New Developments in Productivity Analysis, pages 225-302 National Bureau of Economic Research, Inc.*

- (14) Basu, Susanto, Fernald, John G. and Kimball, Miles S. (2006), "Are Technology Improvements Contractionary?", *American Economic Review*, 96(5), 1418-1448.
- (15) Basu, Susanto and Kimball, Miles S. (1997), "Cyclical Productivity with Unobserved Input Variation", *NBER Working Paper 5915* .
- (16) Basu, S., Taylor, A.M. (1999), "Cycles in International Historical Perspective.", *Journal of Economic Perspectives* 13(2), 45-68.
- (17) Benati, L. (2008), "Investigating Inflation Persistence Across Monetary Regimes.", *The Quarterly Journal of Economics, MIT Press, vol. 123(3), pages 1005-1060*.
- (18) Bergin, Paul R. and Feenstra, Robert C. (2000), "Staggered Price Setting and Endogenous Persistence", *Journal of Monetary Economics*, 45(3), 657-680.
- (19) Bernanke, Ben.S. and Mihov, I. (1998), "Measuring Monetary Policy", *Quarterly Journal of Economics*, 113(3), 835-868.
- (20) Bils M. et Klenow P. (2004), "Some Evidence on the Importance of Sticky Prices", *Journal of Political Economy*, 112, 947-985.
- (21) Boldrin, Michele; Christiano, Lawrence J. and Fisher, Jonas D. M. (2001) "Habit Persistence, Asset Returns, and the Business Cycle," *American Economic Review*, 91(1), 149-166.
- (22) Bouakez, Hafedh , Cardia, Emanuela and Ruge-Murcia, Francisco (2005), "Habit Formation and the Persistence of Monetary Shocks", *Journal of Monetary Economics*, 52, 1073-1088.
- (23) Buiter, Willem and Jewitt, Ian (1981), "Staggered Wage Setting With Real Wage Relationships : Variations on a Theme of Taylor", *Manchester School*, 211-228.
- (24) Calvo G. (1983), "Staggered Prices in a Utility-Maximizing Framework", *Journal of Monetary Economics*, 12, 383—398.
- (25) Chari, V. V. ; Kehoe, Patrick J. and McGrattan, Ellen R. (2000), "Sticky Price Models of the Business Cycle : Can the Contract Multiplier Solve the Persistence Problem", *Econometrica*, 68(5), 1151-1179.
- (26) Chari, V.V. ; Kehoe, Patrick J. et McGrattan, Ellen R. (2009), "New Keynesian Models : Not Yet Useful for Policy Analysis.", *American Economic Journal : Macroeconomics, American Economic Association, vol. 1(1), pages 242-66, January*.
- (27) Christiano, L.J. et Eichenbaum M. (1992), " Current Real-Business-Cycle Theories and Aggregate Labor-Market Fluctuations.", *American Economic Review*, 82(3), June, pages 430-50.
- (28) Christiano, L.J. ; M.S. Eichenbaum et C. Evans (1997), " Sticky Price and Limited Participation Models : A comparaison.", *European Economic Review, Vol.41, No.6, June, pp. 1173-1200*.
- (29) Christiano, Lawrence J., Eichenbaum, M. et C. Evans, (1998), "Modeling Money," *NBER working paper 6371*.

- (30) Christiano, Lawrence J., Eichenbaum, Martin and Evans, Charles, (1999), "Monetary Policy Shocks : What Have We Learned and to What End?", In : *Handbook of Macroeconomics*, edited by John B. Taylor and Michael Woodford, Amsterdam : North Holland.
- (31) Christiano, L.J. ; M.S. Eichenbaum et C. Evans, (2001), "Nominal Rigidities and the Dynamic Effects of a Shock to Monetary Policy." *Working Paper no. 8403 (July), NBER, Cambridge, MA.*
- (32) Christiano, L.J. ; M.S. Eichenbaum et C. Evans (2005), " Nominal Rigidities and the Dynamic Effects of a Shock to Monetary Policy.", *Journal of Political Economy*, 113(1) : 1-45.
- (33) Clarida, Richard, Galí, Jordi and Gertler, Mark (2000), "Monetary Policy Rules And Macroeconomic Stability : Evidence and Some Theory", *Quarterly Journal of Economics*, 115(1), 147-180.
- (34) Cogley, Timothy et Nason, James M. (1995), "Output Dynamics in Real-Business-Cycle Models", *American Economic Review*, 85(3), 492-511.
- (35) Cogley, Timothy and Sargent Thomas J. (2005), "Drifts and Volatilities : Monetary Policies and Outcomes in the Post WWII US", *Review of Economic Dynamics*, 8(2), 262-302.
- (36) Cogley, T. et Sbordone, A.M. (2008), "Trend Inflation, Indexation, and Inflation Persistence in the New Keynesian Phillips Curve.", *American Economic Review* 98(5), 2101-2126.
- (37) Cogley, T. ; G.E. Primiceri et T.J. Sargent (2010), " Inflation-Gap Persistence in the US.", *American Economic Journal : Macroeconomics*, 2(1) : 43-69.
- (38) Coibion, O. et Gorodnichenko, Y. (2011), "Monetary Policy, Trend Inflation and the Great Moderation : An Alternative Interpretation.", *American Economic Review, American Economic Association*, 101(1), 341-370.
- (39) Collard, F. and Fève P. (2006), "Les Modèles Dynamiques de la Macroéconomie : Que Choisir ?", *Working paper, CNRS-GREMAQ and IDEI.*
- (40) Cooley Thomas F. and Prescott Edward C. (1995), "Economic Growth and Business Cycles", in *Frontiers of Business Cycle Research*, edited by Thomas .F. Cooley, Princeton University Press.
- (41) Dotsey, Michael and King, Robert G. (2006), "Pricing, Production, and Persistence", *Journal of the European Economic Association*, 4(5), 893-928.
- (42) Dotsey, M and King, R (2001), "Pricing production and persistence", *NBER Working Paper no. 8407.*
- (43) Edge, Rochelle M. (2002), "The Equivalence of Wage and Price Staggering in Monetary Business Cycle Models", *Review of Economic Dynamics*, 5(3), 559-585.
- (44) El Omari, S., Phaneuf, L. (2012), "The Multiplier for Price Stickiness.", *Working Paper, Université du Québec à Montréal.*

- (45) Erceg, Christopher J., Henderson, Dale, W. et Andrew T. Levin (2000), "Optimal Monetary Policy with Staggered Wage and Price Contracts.", *Journal of Monetary Economics*, 46(2) : 281-313.
- (46) Erceg, Christopher J. and Levin, Andrew T. (2003), "Imperfect Credibility and Inflation Persistence," *Journal of Monetary Economics*, 50(4), 915-944.
- (47) Fernald, John (2007), "Trend Breaks, Long-Run Restrictions and the Contractionary Effects of Technology Improvements", *Journal of Monetary Economics*, 54(8), 2467-2485.
- (48) Fisher, Jonas D.M. (2006), "The Dynamic Effects of Neutral and Investment-Specific Technology Shocks", *Journal of Political Economy*, 114(3), 41-451, 2006.
- (49) Francis, Neville and Ramey, Valerie (2005), "Is the Technology-Driven Real Business Cycle Hypothesis Dead? Shocks and Aggregate Fluctuations", *Journal of Monetary Economics*, 52(8), 1379-1399.
- (50) Fuhrer, J. et G. Moore (1995), "Inflation persistence.", *The Quarterly Journal of Economics*, 110(1) : 127-159.
- (51) Fuhrer, J. (1996), "Monetary Policy Shifts and Long-Term Interest Rates.", *Quarterly Journal of Economics*, 115 (2, April) : 171-99.
- (52) Fuhrer, J. (1999), "Inflation Dynamics : a Structural Econometric Analysis.", *Journal of Monetary Economics* 44, 195-222.
- (53) Fuhrer, Jeffrey C. (2000) "Habit Formation in Consumption and Its Implications for Monetary-Policy Models," *American Economic Review*, 90(3), 367-390.
- (54) Fuhrer, J. (2009), "Inflation persistence.", *Federal Reserve Bank of Boston Working Paper No. 9-14*.
- (55) Galí, J. (1992), "How Well Does the IS-LM Model Fit Postwar U.S. Data", *Quarterly Journal of Economics*, 107(2), 709-38.
- (56) Galí, Jordi (1999), "Technology, Employment, et the Business Cycle : Do Technology Shocks Explain Aggregate Fluctuations?", *American Economic Review*, 89(1), 249-271, March.
- (57) Galí, Jordi and Gertler, Mark (1999), "Inflation Dynamics : A Structural Econometric Analysis", *Journal of Monetary Economics*, 44(2), 195-222.
- (58) Galí, Jordi and Rabanal, Pau (2004), "Technology Shocks and Aggregate Fluctuations : How Well Does the RBC Model Fit Postwar U.S. Data?", *NBER Macroeconomics Annual*, 225-288.
- (59) Galí, J. ; Smets, F. et Wouters, R. (2011), "Unemployment in an Estimated New Keynesian Model.", *NBER Chapters, in : NBER Macroeconomics Annual 2011, Volume 26, pages 329-360 National Bureau of Economic Research, Inc.*
- (60) Golosov, M. et Lucas, R. (2007), "Menu Costs and Phillips Curves.", *Journal of Political Economy*, 115 (2, April) : 171-99.
- (61) Goodfriend, Marvin (1991), "Interest Rates and the Conduct of Monetary Policy",

- Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 34(1), 7-30.
- (62) Graham, D et Snower, J. (2004a), "Hyperbolic discounting and the Phillips curve", *Mimeo, University of Warwick*.
- (63) Graham, D et Snower, J. (2004b), "The real effects of money growth in dynamic general equilibrium", *ECB Working Paper 412*.
- (64) Greenwood, Jeremy, Hercowitz, Zvi and Krusell, Per. (1997), "Long-Run Implications of Investment-Specific Technological Change", *American Economic Review*, 87(3), 342-362.
- (65) Hanes, C. (1999), "Degrees of Processing and Changes in the Cyclical Behavior of Prices in the United States, 1869-1990.", *Journal of Money, Credit, and Banking* 31(1), 35-53.
- (66) Huang, Kevin and Liu, Zheng (2001), "Production Chains and General Equilibrium Aggregate Dynamics ", *Journal of Monetary Economics*, Vol. 48 (2), pp. 437-462.
- (67) Huang, Kevin and Liu, Zheng (2002), "Staggered Price-Setting, Staggered Wage-Setting, and Business Cycle Persistence", *Journal of Monetary Economics*, 49(2), 405-433.
- (68) Huang, Kevin, Liu, Zheng and Phaneuf, Louis (2004), "Why Does the Cyclical Behavior of Real Wages Change Over Time?", *American Economic Review*, 94(4), 838-856.
- (69) Ireland, Peter (2007), "Changes in the Federal Reserve's Inflation Target : Causes and Consequences", *Journal of Money, Credit, and Banking*, 39(8), 1851-1882.
- (70) Jorgenson, Dale W, Gollop, Frank M. and Fraumeni, Barbara M. (1987), "Productivity and U.S. Economic Growth", , *Cambridge , Harvard University Press*.
- (71) Justiniano, J., Primiceri, G.E. (2008), "The Time-Varying Volatility of Macroeconomic Fluctuations.", *American Economic Review* 98(3), 604-641.
- (72) Justiniano, Alejandro; Primiceri, Giorgio E.; Tambalotti, Andrea (2010), "Is there a trade-off between inflation and output stabilization?", *NBER Working Paper No. 17071, Issued in May 2011*.
- (73) Karanassou, M., Sala, H and Snower, D. (2005), "A reappraisal of the Inflation-Unemployment Trade-off". *European Journal of Political Economy*, 21, 1-32.
- (74) Kimball, M (1995), "The quantitative analytics of the basic neomonetarist model", *Journal of Money, Credit, and Banking*, Vol. 27, pages 1,241-77.
- (75) King, Robert G, and Watson, Mark W. (1996), "Money, Prices, Interest Rates and the Business Cycle", *Review of Economics and Statistics*, 78(1), 35-53.
- (76) King, R and Wolman, A (1996), "Inflation targeting in a St. Louis model of the 21st century", *Federal Reserve Bank of St Louis Review*, Vol. 78, pages 83-107.
- (77) Liu, Z. et Phaneuf, L. (2007). " Technology Shocks and Labor Market Dynamics : Some Evidence and Theory ", *Journal of Monetary Economics* 54 (2007), p.2534 -2553.
- (78) Lucas, Robert E. and Rapping, Leonard (1969), "Real Wages, Employment and Inflation ", *Journal of Political Economy*, 77, 721-754.
- (79) Mishkin, F.S., (1982), " Monetary Policy and Short-term Interest Rates : An Efficient Markets-Rational Expectations Approach", *Journal of Finance*, 37 :63-71.
- (80) Moyen, S., Sahuc, J-G., (2008), " Le modèle d'équilibre général de la nouvelle synthèse :

- Quelles hypothèse retenir?", *La Doc. française / Economie prévision, 2008/2 - n° 183-184 pages 15 à 34*
- (81) Nakamura, Emi et Steinsson, J. (2008), "Five Facts About Prices : A Reevaluation of Menu Cost Models.", *Quarterly Journal of Economics, November 2008*.
- (82) Nakamura, Emi and Steinsson, J. (2010), "Monetary Non-Neutrality in a Multi-Sector Menu Cost Model", *Quarterly Journal of Economics*, 125(3), 961-1013.
- (83) Neiss, Katharine S. and Pappa, Evi (2005), "Persistence Without Too Much Price Stickiness : The Role of Variable Factor Utilization", *Review of Economic Dynamics*, 8(1), 231-255.
- (84) Neiss, K and Pappa, E (2002), "A monetary model of factor utilisation", *Bank of England Working Paper no. 154*.
- (85) Nelson, Edward (1998), "Sluggish Inflation and Optimizing Models of the Business Cycle", *Journal of Monetary Economics* 42, 303-322.
- (86) Normandin, Michel and Phaneuf, Louis (2004), "Monetary Policy Shocks : Testing Identification Conditions Under Time-Varying Conditional Volatility", *Journal of Monetary Economics*, 51(6), 1217-1243.
- (87) Phelps, E.S. (1978), "Disinflation without Recession : Adaptive Guideposts and Monetary Policy.", *Weltwirtschaftliches Archiv. Bank*, 114.
- (88) Pivetta, F. et Reis, R. (2007), "The Persistence of Inflation in the United States.", *Journal of Economic Dynamics and Control*, 31 (4), 1326-1358.
- (89) Primiceri, Giorgio and Justiniano, Alejandro (2008), "The Time Varying Volatility of Macroeconomic Fluctuations", *American Economic Review*, 98(3), 604-641.
- (90) Romer, David and Romer, Christina D. (2004), "A New Measure of Monetary Shocks : Derivation and Implications", *American Economic Review*, 94(4), 1055-1084.
- (91) Rotemberg, Julio J. et Woodford, Michael (1997), "An Optimization-Based Framework for the Evaluation of Monetary policy", In : *NBER Macroeconomics Annual 1997*, 297-346, edited by Ben S. Bernanke and Julio J. Rotemberg.
- (92) Sack, B. (1998), "Uncertainty, Learning and Gradual Monetary Policy", *Finance and Economics Discussion Series*, Board of Governors of the Federal Reserve System.
- (93) Sbordone, Argia M. (2007), "Inflation Persistence : Alternative Interpretations and Policy implications", *Journal of Monetary Economics*, 54(5), 1311- 1339.
- (94) Schmitt-Grohe, S. and M. Uribe. (2005), "Optimal Fiscal and Monetary Policy in a Medium-Scale Macroeconomic Model : Expanded Version.", In : *National Bureau of Economic Research*, Working Paper No. 11417.
- (95) Smets, F. et R. Wouters (2003), " An estimated Stochastic Dynamic General Equilibrium Model of the Euro Area.", *Journal of European Economic Association*, 1, pp. 1123-1175.
- (96) Smets, F. and R. Wouters (2007), "Shocks and Frictions in US Business Cycles : A Bayesian DSGE Approach.", *American Economic Review*, 97 (3, June) : 586-606.
- (97) Stock James H. and Watson Mark W.(2007), "Why Has U.S. Inflation Become Harder

- to Forecast?", *Journal of Money, Credit, and Banking*, 39, 3-34.
- (98) Taylor, John B. (1980), "Aggregate Dynamics and Staggered Contracts.", *Journal of Political Economy*, 88, 1-23.
- (99) Taylor, John B. (1993), "Discretion Versus Policy Rules in Practice", *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 39, 195-214.
- (100) Walsh, Carl E. (2005), "Labor Market Search, Sticky Prices, and Interest Rate Policies.", *Review of Economic Dynamics*, 8(4), 829-849.
- (101) West, Ken D. (2007), "Comment on Argia M. Sbordone "Inflation Persistence : Alternative Interpretations and Policy Implications", *Journal of Monetary Economics*, 1340-1343.
- (102) Woodford, Michael (2009), "Convergence in Macroeconomics : Elements of the New Synthesis", *American Economic Journal : Macroeconomics 2009*, 1 :1, 267-279.
- (103) Woodford, Michael (2007), "Interpreting Inflation Persistence : Comments on the Conference on Quantitative Evidence on Price Determination.", *Journal of Money, Credit and Banking* 39(s1), 203-210.
- (104) Woodford, M (2002), "Interest and prices : foundations of a theory of monetary policy", *Princeton : Princeton University Press*.