

UNIVERSITÉ DU QUÉBEC À MONTRÉAL

LES EFFETS MACROÉCONOMIQUES D'UNE RELATION ENTRE
L'INFLATION TENDANCIELLE ET LA LONGUEUR DES CONTRATS DE
PRIX

MÉMOIRE
PRÉSENTÉ
COMME EXIGENCE PARTIELLE
DE LA MAÎTRISE EN ÉCONOMIQUE

PAR
ZEGHBA KAMEL

JUIN 2014

REMERCIEMENTS

Je tiens à remercier mon directeur de mémoire, Steve Ambler, pour son soutien, son attention, ses conseils judicieux et pour le temps qu'il m'a accordé pour pouvoir terminer mon travail.

Je souhaiterais aussi exprimer ma reconnaissance à tous les professeurs du Département des sciences économiques pour leur formation et leur encadrement, ainsi qu'au personnel administratif et particulièrement à Martine Boisselle pour son soutien continu.

TABLE DES MATIÈRES

LISTE DES FIGURES	v
LISTE DES TABLEAUX	vi
RÉSUMÉ	vii
INTRODUCTION	1
CHAPITRE I	
REVUE DE LA LITTÉRATURE	4
1.1 Cadre macroéconomique	5
1.2 Rigidités nominales de prix	7
1.2.1 Modèles de fixation des prix dépendant de l'état de l'économie	7
1.2.1.1 Le modèle des coûts d'ajustement des prix (Costly price adjustment model)	8
1.2.1.2 Prix attractifs (Pricing Points)	9
1.2.1.3 Les prix justes (Fair Pricing)	10
1.2.1.4 Modèle d'information coûteuse (Costly Information)	10
1.2.2 Modèle de fixation des prix dépendant du temps	12
1.2.2.1 Le modèle de Taylor	12
1.2.2.2 Le modèle de Calvo	13
1.3 L'inflation tendancielle et ses implications	16
1.3.1 L'inflation tendancielle et la NKPC	16
1.3.2 L'inflation tendancielle et la fréquence de changement des prix	18
CHAPITRE II	
MODÈLE D'ANALYSE	22
2.1 Le modèle	22
2.1.1 Les ménages	22
2.1.2 Les firmes	24
2.1.2.1 Les firmes produisant des biens finaux	24
2.1.2.2 Les firmes produisant des biens intermédiaires	25

2.1.2.3	Le modèle de fixation des prix	26
2.1.3	Forme fonctionnelle simple entre l'inflation tendancielle et la longueur de rigidité des prix	27
2.1.4	La politique monétaire	31
2.2	Agrégation	31
2.3	Calibration et Simulation	32
CHAPITRE III		
PRINCIPAUX RÉSULTATS ET LEURS INTERPRÉTATIONS		
3.1	L'effet de la fréquence de changement des prix sur l'état stationnaire	37
3.2	L'effet de la fréquence de changement des prix sur les moyennes stochastiques	39
3.3	L'effet de la fréquence de changement de prix sur la volatilité et la persistance	41
3.4	Effet d'un arbitrage entre l'inflation et l'activité économique	43
3.5	Étude de sensibilité	44
CONCLUSION		
APPENDICE A		
TABLEAUX		
APPENDICE B		
FIGURES		
BIBLIOGRAPHIE		

LISTE DES FIGURES

Figure	Page
2.1 Évolution de la probabilité d pour différentes valeurs de ρ_d	30
B.1 Choc monétaire avec d constant	57
B.2 Choc monétaire avec d variable	58
B.3 Choc technologique avec d constant	59
B.4 Choc technologique avec d variable	60

LISTE DES TABLEAUX

Tableau	Page
1.1 Classement des théories de fixation des prix	12
1.2 Règles de changement des prix	15
2.1 Calibration du modèle	36
A.1 Définition des paramètres	50
A.2 États Stationnaires, Moyennes Stochastiques et Écarts-Types	51
A.3 États Stationnaires, Moyennes Stochastiques et Écarts-Types	52
A.4 Autocorrélations : ordre 1, 2 et 3.	53
A.5 Autocorrélations : ordre 1, 2 et 3.	54
A.6 Évolution de la perte des états stationnaires en fonction de la sensibilité	55
A.7 Évolution de la perte des moyennes stochastiques en fonction de la sensibilité	55

RÉSUMÉ

Ce travail étudie les effets macroéconomiques d'une relation négative simple entre l'inflation tendancielle et la longueur de rigidité des prix en utilisant un modèle d'équilibre général stochastique et dynamique (DSGE) où les prix sont rigides. Il montre que la présence d'une telle relation réduit l'impact de l'inflation tendancielle sur les principales variables endogènes du modèle surtout avec un taux d'inflation supérieur à 4%. Il révèle aussi que cette relation freine la baisse du niveau des moyennes stochastiques de la production, de la consommation et de l'investissement réel entre autres. Enfin, l'accentuation de la variabilité de la plupart des agrégats et la persistance de leurs fluctuations en présence d'un taux d'inflation tendanciel positif s'affaiblissent significativement avec l'introduction de la relation entre l'inflation tendancielle et la longueur de rigidité nominale des prix.

Mots clés : États stationnaires, fluctuations, inflation tendancielle, longueur de rigidité nominale des prix, modèle néo-keynesien, moyennes stochastiques, persistance, politique monétaire.

INTRODUCTION

La macroéconomie moderne s'est développée autour des modèles stochastiques d'équilibre général dynamique (DSGE). Au cœur de la dynamique de ces modèles, la Nouvelle Courbe de Phillips Néo-Keynésienne (NKPC) joue un rôle primordial dans l'évolution de certaines grandeurs, en particulier, la dynamique de l'inflation et l'amélioration de notre compréhension de la politique monétaire en général.

En effet, la nouvelle courbe de Phillips néo-keynésienne (désormais NKPC) standard est log-linearisé autour d'un état stationnaire où le taux d'inflation tend vers zéro à long terme. Cette simple hypothèse permet de trouver une solution à la fois fiable au modèle DSGE et aussi cohérente avec une politique monétaire optimale. Toutefois, des récentes recherches montrent qu'une inflation tendancielle nulle peut-être en opposition avec les données de plusieurs pays développés. Gali et Gertler (1999) indiquent un taux d'inflation moyen aux États Unis d'après-guerre de 4.5% entre 1960Q1 et 1997Q4. Dans le même contexte, Bai et Ng (2001) et Henry et Shield (2003) entre autres, trouvent une racine unitaire dans les données sur le taux d'inflation d'après-guerre aux États-Unis, ce qui implique que les caractéristiques de long terme de l'inflation suivent une tendance stochastique ou dépendante du temps (Kim, Manopimoke, Nelson, 2012). En fin, Levin et Piger (2003) fournissent des preuves sur le changement du taux d'inflation tendanciel pour plusieurs pays développés, au Canada par exemple, le taux moyen d'inflation entre 1961Q1 et 1972Q4 était de 2.9%, de 9.3% entre 1973Q1 et 1981Q4, de 4.5% entre 1982Q1 et 1990Q4 et de 1,9% entre 1991Q1 et 2004Q1 (Amano, Ambler et Rebei, 2006).

L'effet de cette inflation tendancielle sur la NKPC est explicite. Ainsi, selon Ascari (2004) l'intégration d'un taux d'inflation tendanciel positif peut aplatis significativement la NKPC tout en réduisant la sensibilité de l'inflation courante au profit de l'écart de production (output gap). Bakhshi et al. (2003) examinent minutieusement l'effet d'une

inflation tendancielle positive sous différents angles. Ils trouvent que le taux d'inflation tendancielle affecte positivement le degré de l'aplatissement de la NKPC.

Après avoir analysé les données microéconomiques américaines de 1988 à 2004, Klenow et Kryvstov (2008) trouvent d'abord que les changements des prix sont fréquents, entre 4 et 7 mois (dépendamment du traitement réservé aux prix réduits ou en promotion) et importants (environ 10% en valeur absolue). Ils constatent, en outre, que les mouvements dans l'inflation agrégée se répercutent sur la taille de changement des prix. De même, Nakamura et Steinsson (2008) affirment que la fréquence de changement des prix vers une hausse covarie fortement avec l'inflation, par contre, la fréquence de changement des prix vers une baisse ainsi que la taille de cette baisse et la taille de la hausse ne covarient pas. Ensuite, Carvalho (2006) considère un modèle hétérogène qui combine des données macroéconomiques avec des informations microéconomiques. Il montre que pour une certaine fréquence de changement des prix le modèle hétérogène produit des agrégats plus dynamiques que le modèle homogène standard dans la mesure où lorsqu'une économie hétérogène subit un choc, le processus d'ajustement est initialement dominé par des firmes appartenant aux secteurs où les prix changent fréquemment et par la suite par des firmes appartenant aux secteurs où les prix changent rarement. Enfin, à ce stade de la recherche, un modèle qui peut associer aussi bien les faits microéconomiques sur la fréquence de changement des prix et la rigidité observée au niveau agrégé n'est pas encore totalement développé. Ce qui est évident en revanche est le rôle capital joué par la fréquence moyenne de changement des prix et l'hétérogénéité de cette fréquence dans l'ajustement des chocs nominaux (Dhyne, Konieczny, Ruml et Sevestre, 2009).

Notre travail va s'intéresser particulièrement à l'effet d'un taux d'inflation tendanciel sur la fréquence de changement des prix. En effet, Ascari (2004) montre que le PIB à l'état stationnaire (et d'autres variables réelles aussi) est très sensible au taux d'inflation tendanciel dans le modèle Néo-keynésien avec une rigidité nominale des prix à la Calvo. De même, Amano, Ambler et Rebei (2007) montrent en utilisant le même modèle d'Ascari (2004) que la moyenne stochastique du PIB (et d'autres variables réelles aussi)

est très sensible aux taux d'inflation tendanciel. Ces deux résultats sont implausibles et peuvent remettre en question l'utilité du modèle néo-keynésien avec rigidité à la Calvo comme un modèle adéquat et efficace pour décrire le cycle ou comme outil pour l'analyse de la politique monétaire. Cependant, ces résultats sont dérivés sous l'hypothèse que la longueur moyenne de la rigidité nominale des prix (exprimée par la probabilité pour une firme donnée de ne pas réviser son prix) est constante. Ceci va à l'encontre de l'évidence empirique (Dhyne, Konieczny, Rumler et Sevestre, 2009) concernant les rigidités nominales de prix qui suggère que la longueur moyenne des rigidités nominales de prix est une fonction décroissante de l'inflation tendancielle.

Le but de ce mémoire est d'aller au-delà des articles d'Ascari et d'Amano, Ambler et Rebei en endogénéisant la longueur de la rigidité nominale des prix par une relation fonctionnelle simple. Étant donnée cette relation fonctionnelle simple, on pourra faire une étude de l'impact de l'inflation tendancielle sur le PIB (et d'autres variables réelles). On considérera à la fois l'impact de l'inflation tendancielle sur le PIB à l'état stationnaire déterministe et sur la moyenne stochastique du PIB. Finalement, on pourra comparer la relation postulée entre l'inflation tendancielle et la longueur de la rigidité nominale avec l'évidence empirique disponible.

Notre travail est subdivisé en trois chapitres. Le premier s'intéresse à la revue de la littérature portant sur les modèles d'équilibre général dynamique et stochastique, la rigidité des prix et les implications d'une inflation tendancielle. Le deuxième présente le modèle d'analyse et la méthodologie suivie. Enfin, le dernier chapitre analyse et discute des principaux résultats.

CHAPITRE I

REVUE DE LA LITTÉRATURE

L'étude macroéconomique a connu un progrès fulgurant à partir des années 80, avec l'apparition de modèles d'équilibre général dynamique. Cette nouvelle synthèse tient compte des anticipations rationnelles des agents économiques tout en gardant les prix fixes et en attribuant les causes de fluctuations macroéconomiques observées à des chocs technologiques.

Sous cette perspective, les néo-keynésiens vont intégrer dans les modèles néoclassiques d'équilibre général, des rigidités nominales qui concernent essentiellement les prix et les salaires, en mettant l'accent sur le caractère coûteux de ces ajustements. Ils vont prendre aussi en compte les grandeurs futures et la rationalité des anticipations dans le comportement des agents économiques.

En ce qui nous concerne, nous allons repasser les principales contributions réalisées jusqu'à maintenant dans ce domaine en tenant compte de la relation entre rigidités nominales des prix et inflation tendancielle. Ainsi, nous allons présenter dans un premier temps le cadre macroéconomique d'étude, en l'occurrence, le modèle DSGE, dans un deuxième temps nous évoquerons les principales façons d'implanter les rigidités nominales de prix, et finalement nous aborderons les effets de l'inflation tendancielle et son impact.

1.1 Cadre macroéconomique

Les modèles néo-keynésiens sont des modèles d'équilibre général stochastique et dynamique issus de l'optimisation de la fonction d'utilité d'un ménage représentatif et de la maximisation des profits des firmes monopolistiques en concurrence imparfaite. La différence principale par rapport aux modèles néoclassiques est le rôle fondamental accordé à la politique monétaire.

Au niveau de la politique monétaire, les modèles néo-keynésiens considèrent que le comportement des agents dépend non seulement de la politique actuelle, mais aussi des prévisions de la politique monétaire future, elle favorise aussi une politique axée sur le ciblage de l'inflation pour réduire les fluctuations économiques et stabiliser les prix. Cependant, la rigidité des prix entraînerait la non-neutralité de la monnaie à court terme (en contradiction avec les conclusions des modèles RBC), et par conséquent, la politique monétaire aurait un effet sur l'activité économique.

En effet, il existe une panoplie de modèles néo-keynésiens traitant de la politique monétaire. Parmi les plus cités on peut nommer Goodfriend et King (1997), Clarida, Gali et Gertler (1999) et Woodford (2003). Pour mieux décrire cette nouvelle synthèse, nous allons nous fonder sur un modèle simple dit de consensus, emprunté de Michael Woodford (2003), ce modèle comporte trois équations :

$$y_t = E_t(y_{t+1}) - \sigma(i_t - E_t(\pi_{t+1})) + u_t, \quad (1.1)$$

$$\pi_t = \beta E_t(\pi_{t+1}) + \kappa(y_t - y_t^n), \quad (1.2)$$

$$i_t = i_t^* + \phi_\pi(\pi_t - \pi_t^*) + \phi_y(y_t - y_t^n - x^*), \quad (1.3)$$

où y_t est la production (relative à la tendance), π_t est le taux d'inflation, i_t est le taux d'intérêt nominal, i^* est le taux d'intérêt d'équilibre (ou neutre), π^* est le taux cible de l'inflation, y_t^n est le niveau naturel ou potentiel de production, on peut le définir comme étant le niveau de production si les prix sont parfaitement flexibles, ainsi $(y_t - y_t^n)$ est l'écart de production (output gap), x^* est une cible constante de l'output gap, u_t est une variable aléatoire représentant un choc stochastique exogène, ϕ_π et ϕ_y sont

des coefficients constants, les coefficients σ et κ sont tous les deux positives, et enfin, $0 < \beta < 1$ est le taux d'escompte intertemporel des préférences du ménage représentatif.

Le modèle inclut une équation de demande agrégée (1.1) (ou IS dynamique) dérivée de l'équation d'Euler du consommateur en imposant une égalité entre la consommation agrégée et la production agrégée, elle révèle que la production dépend négativement du taux d'intérêt réel et positivement de son niveau espéré. L'équation (1.2) représente la nouvelle courbe de Phillips (NKPC) dérivée de la maximisation des profits des firmes en concurrence imparfaite (ou monopolistique) qui ajustent leurs prix en suivant un modèle à la Calvo¹, elle explique l'inflation étant donnée la trajectoire de l'output gap et l'inflation future. L'inflation future capte le rôle des anticipations rationnelles des agents². L'équation (1.3) expose une règle de la politique monétaire dite à la Taylor qui relie le taux d'intérêt nominal à l'output gap et à la déviation de l'inflation de sa cible, de ce fait la banque centrale réagit systématiquement à toute variation de l'inflation et de l'output gap. Cette réaction doit respecter la condition suivante (Woodford, 2003) :

$$\phi_\pi + \frac{(1 - \beta)}{\kappa} \phi_y > 1 \quad (1.4)$$

cette condition satisfait le principe de Taylor³ dans la mesure où une augmentation du taux de l'inflation de κ pour cent devrait s'accompagner par une hausse du taux d'intérêt nominal supérieure à κ pour cent.

1. Calvo (1983) suppose qu'à chaque période, les firmes rééquilibrent leurs prix avec une probabilité $(1 - \theta)$, et avec une probabilité de non-rééquilibrage θ indépendamment de la dernière période où la firme a changé son prix. Notons qu'il existe d'autres modèles de réajustement des prix et des salaires par exemple le modèle de Taylor (1980).

2. Certains modèles prennent compte de l'inflation passée aussi. Ainsi, Meyer (2001) explique que l'inflation passée capte le rôle de la rigidité des prix.

3. L'idée derrière le principe de Taylor est que lorsque le taux d'inflation augmente de 1% par exemple, la banque centrale devrait augmenter son taux d'intérêt de plus que 1% pour pouvoir stabiliser les fluctuations économiques.

1.2 Rigidités nominales de prix

Il existe plusieurs approches dans la littérature sur l'introduction des rigidités nominales. Cependant, deux courants sont devenus incontournables dans la modélisation de ladite rigidité, en l'occurrence les modèles de rigidité des prix dépendant de l'état de l'économie « State-Dependent Models » et les modèles de rigidité des prix stochastiques dépendant du temps « Time-Dependent Models ».

1.2.1 Modèles de fixation des prix dépendant de l'état de l'économie

Dans un modèle dépendant de l'état de l'économie «State-Dependent Model», la firme choisit le moment approprié pour changer ses prix, en tenant compte des coûts de menu liés à cette action. Ces changements peuvent être échelonnés dans le temps ou non, cela relève de l'importance et de la nature des chocs subis par la firme, ainsi que d'autres facteurs (Klenow et Kryvtsov, 2008).

Les modèles dépendant de l'état de l'économie comportent plusieurs approches. La valeur et le poids de ces approches dépendent, en général, de ce qu'on veut étudier. Le modèle du coût de menu est le plus populaire, il a été le plus testé et le plus adapté aux données. L'approche de l'information coûteuse a été introduite pour expliquer le comportement des prix et de l'inflation au niveau macroéconomique et a eu des implications importantes. L'approche des prix justes a été très bénéfique durant la conversion vers la monnaie unique en Europe, elle permet aussi de mieux exposer les diverses hausses et baisses des prix. L'approche des prix attractifs a eu un impact négatif sur la fréquence de changement des prix dans la zone euro. Le modèle du coût de vignette «Sticker cost model» a restreint la capacité explicative des données, ainsi dans la plupart des industries le coût d'attribuer un prix à un produit pour la première fois est similaire au coût de la modification du prix d'un produit en inventaire (Dhyne, Konieczny, Rumler et Sevestre, 2009).

Dans ce qui suit, on va évoquer les principales méthodes d'implanter les rigi-

dités nominales des prix dans un modèle DSGE semblable à celui traité dans la section précédente.

1.2.1.1 Le modèle des coûts d'ajustement des prix (Costly price adjustment model)

Dhyne, Konieczny, Rumler et Sevestre (2009) expliquent que le modèle du Coût de Menu a été introduit pour la première fois par Barro (1972) et développé par la suite par des chercheurs tels que Sheshenski et Weiss (1977). L'idée est simple, en partant du fait que les changements des prix sont sans coût, les firmes essayent d'ajuster continuellement leurs prix à une valeur optimale en tenant compte du niveau des prix. Cependant, les auteurs ont observé que de nombreuses firmes gardent leurs prix inchangés pendant une certaine période de temps, d'où le constat que les changements des prix ne sont pas sans coûts, et ces coûts empêchent les firmes de varier leurs prix d'une manière continue.

Le modèle de base dû à Sheshenski et Weiss (1977) considère une firme monopolistique qui produit des biens périssables et qui opère dans un environnement statique avec une demande réelle stable, des coûts stationnaires, et un taux d'inflation constant. Ils montrent que sous l'hypothèse que les coûts d'ajustement sont forfaitaires, fixes, et indépendants de la taille ou de la fréquence de changement des prix, la politique optimale de fixation des prix pratiquée par la firme est de type $[s, S]$, selon laquelle la firme permet au prix réel de fluctuer à l'intérieur de cet intervalle. Effectivement, une fois le prix réel chute sous l'effet de l'inflation auprès de la borne inférieure, s , l'ajustement prend place et la firme augmente le prix nominal d'une façon à ce que le prix réel soit égal à la borne supérieure, S .

Ce modèle de base a été amélioré plusieurs fois et dans diverses directions. Ainsi des économistes ont analysé les aspects d'une inflation stochastique, des biens durables, des coûts d'ajustement non forfaitaire, la technologie du choix de l'ajustement de prix et la non-stationnarité de la demande.

Sheshenski et Weiss (1983) et Danziger (1983) incluent un taux d'inflation stochastique (un mouvement brownien pour Danziger). Cette modification se traduit par

une baisse de la fréquence de changement des prix avec un ajustement plus important. Bénabou (1989) considère un modèle avec des biens durables, et montre que la politique optimale de fixation des prix crée une dynamique aléatoire et cyclique de changement des prix avec des réductions occasionnelles. Konieczny (1993) analyse de sa part un modèle où une firme décide d'investir dans une technologie qui réduit les coûts variables de changement des prix, il note une hausse de variabilité des prix qui conduit à une meilleure flexibilité du prix nominal. Cette flexibilité peut augmenter dépendamment de la technologie introduite par la firme, il remarque que l'effet de cette technologie sur la fréquence de changement des prix est assez spectaculaire même si son implantation est moins profitable. Cecchetti (1986) considère le cas où la demande et les coûts sont non-stationnaires. Il révèle que les variations de prix optimal en absence de frictions sont dues aux changements de la demande et des coûts. Golosov et Lucas (2007) soulignent le rôle des chocs idiosyncratiques en tant que moteur des changements de prix. Il constate que les changements de prix sont plus importants avec des chocs idiosyncratiques qu'avec des chocs agrégés.

1.2.1.2 Prix attractifs (Pricing Points)

La théorie des prix attractifs a été présentée pour la première fois par Kashyap (1995). Elle préconise que les firmes préfèrent charger un prix égal à une certaine valeur, même si leurs prix optimaux sont légèrement différents. Dans plusieurs pays, ces prix attractifs se terminent généralement par le chiffre neuf, par exemple une firme choisirait de charger le prix 6.49\$ au lieu de son prix optimal qui est de 6.51\$ ou 6.47\$. Cette tendance à pratiquer de tels prix a été largement étudiée et analysée (Aucremann et Cornille (2001), Levy et al. (2011), Alvarez et Hernando (2005) et Vernose et al (2005)), et la conclusion générale indique que ces prix sont abondamment utilisés et ont une durée de vie plus longue que les prix traditionnels (Dhyne, Konieczny, Rumler et Sevestre, 2009).

1.2.1.3 Les prix justes (Fair Pricing)

Rotemberg (2005, 2007) développe une théorie de prix justes où le consommateur est très méfiant à toute modification des prix. L'idée derrière cette théorie est que le consommateur analyse la politique de fixation des prix des firmes sous un angle d'équité ou d'honnêteté. De cette façon, le consommateur va pénaliser, par exemple, une firme qui augmente les prix des ampoules suite à une coupure de courant électrique. L'application de cette théorie a eu un impact positif sur la stabilisation des prix, dans la mesure où les firmes ont tendance à garder leurs prix inchangés mêmes si leurs prix optimaux ont changé (Dhyne, Konieczny, Rumler et Sevestre, 2009).

1.2.1.4 Modèle d'information coûteuse (Costly Information)

La dernière approche qu'on va traiter est le modèle d'information coûteuse de Mankiw et Reis (2002, 2006) et Reis (2006*a*, 2006*b*). Cette théorie se base sur l'idée que se procurer des informations sur la conjoncture économique coûte très cher. Dans ce contexte, il existe un nombre infini de firmes dans l'économie, à chaque période, une proportion fixe de ces firmes va actualiser ses informations concernant sa politique de fixation des prix, les firmes restantes vont s'appuyer sur les informations passées pour leurs politiques des prix. La différence de cette approche avec le modèle à la Calvo est que les firmes changent leurs prix en tout temps indépendamment que les informations soient actualisées ou non.

Mankiw et Reis (2002) défendent que ce modèle reflète mieux les faits macroéconomiques observés dans la réalité. En particulier, la diminution de l'effet de la désinflation sur l'activité économique surtout depuis l'intégration des attentes rationnelles dans le comportement des agents économiques. En outre, Mankiw et Reis (2006) trouve que ce type de rigidités est nécessaire pour générer des faits efficients et similaires aux trois principaux faits empiriques, en l'occurrence, 1) hausse de l'inflation quand l'activité économique est détendue, et réciproquement, 2) une volatilité des salaires réels moindre que celle de la productivité, et dernièrement 3) une réponse progressive des variables

réelles à des chocs (Dhyne, Konieczny, Rumler et Sevestre, 2009).

Pour conclure cette section, nous présentons le Tableau (1.1) ci-dessous qui apporte un classement de théories de fixation des prix qui dépendent de l'état de l'économie. Ce classement définit trois groupes de modèles ordonnés selon le score moyen de chacun. Dès lors, le premier groupe contient les modèles qui ont obtenu un score de 2 et plus, le deuxième groupe se compose de théories qui s'approchent de 2 et la dernière groupe contient les approches restantes.

Ainsi, le premier groupe rassemble la théorie des contrats implicites qui se base sur l'idée de construire une relation de long terme avec le client en gardant les prix constants même en présence de chocs macroéconomiques. La théorie des contrats explicites implique que les firmes sont tenues (par contrat) de livrer leurs produits à un prix constant pour une certaine période de temps. La théorie des prix basées sur les coûts de production «Cost-based pricing» assume que les prix ne changent pas (ou avec un retard) si les coûts ne changent pas, et dernièrement, la théorie de l'échec de coordination «Coordination failure» qui stipule qu'une firme préfère ne pas changer son prix avant qu'une firme concurrente le fasse. Le deuxième groupe comporte la théorie des prix signe de qualité «Judging quality by price» où les firmes sont réticentes à baisser leurs prix puisqu'ils sont perçus comme un gage de qualité par les consommateurs, la théorie des chocs temporaires consiste à ce que les prix restent constants malgré l'événement d'un choc temporaire. Le troisième groupe comprend la théorie des coûts de menu, de l'information coûteuse, d'ajustement des facteurs hors prix «Adjusting non-price factors» où les firmes préfèrent changer d'autres facteurs que les prix tels que les délais de livraison, la qualité du produit... , et finalement la théorie des prix attractifs.

Ces résultats sont comparables avec ceux obtenus dans des pays comme les États-Unis, la Suède, le Royaume-Uni, et le Canada. Néanmoins, il existe quelques divergences dans l'importance de certaines théories. Ainsi, aux États-Unis la théorie d'ajustement des facteurs hors prix est plus utilisée que dans la zone euro, les théories des contrats implicites et d'échec de coordination sont considérablement moins utilisées au Canada,

enfin la théorie des prix attractifs est plus populaire au Royaume-Uni.

	Euro area	United States	Sweden	United Kingdom	Canada
Implicit contracts	2.7	4	1	5	2/7
Explicit contracts	2.6	5	3	1	3
Cost-based pricing	2.6	2	2	2	1
Coordination failure	2.4	1	4	3	8/7
Judging quality by price	2.1	12	-	10	-
Temporary shocks	2.0	-	50	-	-
Adjusting non-price factors	1.7	3	-	8	4
Menu costs	1.6	6	11	11	10
Costly information	1.6	-	13	-	10
Pricing points	1.6	8	7	4	-

Source : Fabiani et al. (2005).

Tableau 1.1 Classement des théories de fixation des prix

1.2.2 Modèle de fixation des prix dépendant du temps

Dans un modèle de fixation des prix dépendant du temps «Time-Dependent Model», la date ou le moment du changement des prix est exogène au modèle. De ce fait, une firme va ajuster son prix à la n -ième période (Taylor, 1980) ou de façon aléatoire (Calvo, 1983). Les modèles de Taylor et de Calvo sont des modèles d'ajustement des prix où une fraction de firmes changent leurs prix à chaque période, en outre il n'y a pas une sélection de firmes qui vont changer leurs prix (Klenow et Kryvtsov (2008)).

1.2.2.1 Le modèle de Taylor

L'analyse macroéconomique moderne ou néo-keynésienne avec des rigidités a vraisemblablement commencé avec l'instauration du modèle de Taylor en 1980. La rigidité des prix à la Taylor estime qu'une cohorte de firmes fixent leurs prix de façon optimale pour un certain nombre de périodes dont la durée est identique pour toutes les firmes. Le nouveau prix fixé par les firmes est basé sur des prévisions futures et actuelles,

dans la mesure où les firmes vont prendre en compte l'évolution future des variables macroéconomiques, mais aussi les décisions passées des firmes ayant changé leurs prix pendant la période précédente.

L'avantage du modèle de Taylor sur les autres modèles traditionnels de fixation des prix est qu'il a pu expliquer la persistance observée dans les données de la production et de l'inflation. En d'autres termes, les chocs qui frappent l'économie vont se propager sur une période plus longue vu que les prix sont fixés à chaque période de façon continue et relative aux prix passés et escomptés. Ces prix ne s'ajustent pas complètement ce qui signifie que la persistance de ces chocs sur la production et l'inflation sera plus importante.

1.2.2.2 Le modèle de Calvo

Le modèle de Calvo (1983) est une approche stochastique de fixation des prix, elle s'appuie sur une probabilité constante de changement des prix. À chaque période, une proportion de firmes reçoivent un signal ou une probabilité $(1 - d)$ pour changer leurs prix, les firmes qui ne reçoivent pas ce signal conservent leurs prix inchangés (d). Ainsi, les firmes autorisées à changer leurs prix vont choisir un prix optimal, sachant que ce prix va demeurer inchangé pour une durée incertaine contrairement au modèle de Taylor.

L'intérêt accordé à ce modèle émerge de sa capacité à reproduire certains faits empiriques observés dans les données. Sous cette perspective, Christiano, Eichenbaum et Evans (2005) démontrent que sous certaines hypothèses un modèle DSGE avec une rigidité des prix à la Calvo et des contrats de salaires peut reproduire l'inertie de l'inflation et la persistance de la production en réponse à un choc monétaire. En outre, Eichenbaum et Fisher (2005) évaluent la performance des modèles qui utilisent une rigidité à la Calvo avec un retard d'une période, ils trouvent que ces modèles sont efficaces et cohérents avec les données agrégées, en plus ils affirment qu'ils sont efficaces avec

l'hypothèse que les firmes changent leurs prix, au moins une fois chaque deux périodes⁴ (Dhyne, Konieczny, Rumler et Sevestre, 2009).

Pour conclure cette section, il faut signaler les conséquences macroéconomiques liées à la rigidité nominale et engendrées par la nature de la politique de révision des prix adoptée par les firmes. Dans ce sens, il faut noter que la réponse du niveau des prix suite à un choc est inférieure sous un modèle de fixation des prix dépendant du temps que sous un modèle qui dépend de l'état de l'économie. Cette différence est due à deux raisons, premièrement, l'ajustement individuel des prix est retardé quand le choc survient à un moment où aucune révision des prix n'est prévue. En plus, vu que les prix sont échelonnés dans le temps, l'ajustement ne sera que partiel (car les firmes vont changer leurs prix en considérant les prix fixes et non optimaux des autres firmes). Deuxièmement, un modèle de fixation des prix dépendant de l'état de l'économie va conduire à une meilleure synchronisation du changement des prix et à une accélération de cet ajustement suite à un choc.

Dhyne, Konieczny, Rumler et Sevestre (2009) affirment que la majorité des firmes adoptent une politique qui combine les deux modèles comme ils le montrent dans le tableau suivant :

4. Le modèle a été réestimé en abandonnant les hypothèses élémentaires telles que les firmes font face à une élasticité constante de la demande et que le capital est homogène et peut-être réaffecter après un choc.

Price changing rules	Mainly Time-Dependent	Time and State-Dependent	State-Dependent
Belgium	26	40	34
France	39	55	6
Germany	26	55	19
Spain	33	28	39
Italy	40	46	14
Luxembourg	18	32	50
Netherlands	36	18	46
Austria	41	32	27
Portugal	35	19	46
Euro area	34	46	20

Source : Fabiani et al. (2005), tiré de Dhyne, E., J. Konieczny, F. Rumler et P. Sevestre (2009).

Tableau 1.2 Règles de changement des prix

Au niveau de la zone euro, presque la moitié des firmes adoptent une combinaison des deux modèles de la politique de fixation des prix. Environ, le tiers de ces firmes utilisent exclusivement le modèle de fixation des prix dépendant du temps et les deux tiers restants utilisent le modèle de fixation des prix dépendant de l'état de l'économie.

La relation entre les deux types de politiques de fixation des prix et la taille des firmes ainsi que les caractéristiques du marché sont très faibles. Les grandes firmes utilisent plus souvent le modèle de fixation des prix dépendant du temps, mais la différence est très minime (moins que 5%) et il y a plusieurs exceptions.

Ce qu'il faut retenir aussi de cette analyse est que le modèle de fixation des prix dépendant du temps mène vers une rigidité plus importante. Il est pratiqué par 30 à 40% des firmes de six pays parmi les huit considérés. Ces chiffres concordent avec ceux obtenus par Blinder et al. (1998) pour les États-Unis (environ 40%).

1.3 L'inflation tendancielle et ses implications

1.3.1 L'inflation tendancielle et la NKPC

Récemment, nous avons constaté une prédominance des modèles d'équilibre général (DSGE) dans l'analyse macroéconomique moderne⁵. La plupart de ces modèles sont log-linéarisés autour d'un état stationnaire particulier où le taux d'inflation est nul.

Par contre, l'analyse des données des trente dernières années de la majorité des pays développés révèle un taux d'inflation tendanciel positif. Dans la zone euro le taux d'inflation a oscillé entre 3% en Allemagne à environ 10% en Espagne avec un taux moyen de 5% aux Etats-Unis (Ascari, 2004).

Dans le cœur de la recherche récente, la nouvelle courbe de Phillips néo-keynésienne qui relie l'inflation actuelle à l'inflation future espérée et à la déviation du coût marginal de sa tendance \hat{s} a pris une importance grandissante :

$$\pi_t = \beta E_t(\pi_{t+1}) + \xi \hat{s}, \quad (1.5)$$

le coefficient du coût marginal ξ tend à être positif et petit en valeur absolue. Cela représente un problème pour le modèle de rigidité des prix dans la mesure où ξ est lié directement à la fréquence de l'ajustement des prix nominaux, puisque plus le coefficient est petit plus la fréquence d'ajustement des prix est faible. Dans les modèles macroéconomiques, la valeur estimée de ce terme indique que les prix sont ajustés ou réoptimisés moins qu'une fois par an. Cette forte rigidité des prix est très contestée par les résultats fournis par les données microéconomiques (Hornstein et Wolman, 2005).

Cette tendance positive de l'inflation a eu un impact considérable sur la nouvelle courbe de Phillips néo-keynésienne (NKPC) ainsi que sur l'état stationnaire des

5. Ascari (2004) indique que ces modèles sont utilisés pour investiguer plusieurs issues : la persistance (Jeanne (1998), Chari et al. (2000), Ascari (2000)), la politique monétaire (Rotemberg et Woodford (1997), Clarida et al (1999), Woodford (2003)), la dynamique de l'inflation (Gali et Gertler (1999)) et l'économie ouverte (Chari et al (2002), Kollman (2001)).

principales variables.

L'incapacité de la NKPC à générer la persistance inflationniste observée dans les données américaines sans supposer une insoutenable faible fréquence d'ajustement des prix⁶ a poussé les chercheurs à explorer des nouveaux mécanismes tels que la règle d'or (Rule of Thumb) de fixation des prix, l'indexation par rapport à l'inflation passée et l'implantation d'une inflation tendancielle.

En effet, Ascari (2004) considère un modèle avec des anticipations rationnelles dont il montre qu'un taux d'inflation tendanciel peut affecter significativement la dynamique de l'inflation. Il intègre dans la NKPC une fonction qui capte l'espérance du taux de l'inflation future et de la production future, il trouve qu'avec un taux d'inflation tendanciel annualisé de 2%, 5% et 10% le coefficient du coût marginal dans l'équation de la NKPC diminue de 30%, 64% et 94% respectivement. En outre, il note une variation considérable et étrange de l'état stationnaire au niveau de l'output. Cogley et Sbordone (2008) dérivent une version de la NKPC qui incorpore une inflation tendancielle variable du temps. Ils montrent que les coefficients de la NKPC sont liés à l'inflation tendancielle variable du temps (time-varying), aussi, ils préconisent, à l'instar de Ireland (2007) que l'inflation tendancielle variable du temps a contribué fortement à la persistance de la dynamique de l'inflation d'après-guerre aux États-Unis.

L'effet d'une tendance positive de l'inflation sur les principales variables macroéconomiques peut-être incontestable. Bakhshi et al. (2003) construisent un modèle d'équilibre général dynamique avec un modèle de détermination des prix à la Calvo en présence d'un taux d'inflation tendanciel. Ils trouvent que plus le taux d'inflation tendanciel augmente plus la pente de la NKPC diminue⁷. En outre, Ascari et Ropele (2007) s'intéressent à la politique monétaire optimale sous une inflation tendancielle positive.

6. Nelson (1998) montre que pour avoir la persistance inflationniste escomptée, la fréquence d'ajustement des prix devrait être de 2.5 années ou une probabilité de 0.9.

7. Cela implique que l'inflation répond faiblement aux changements dans l'output gap et dans le coût marginal réel.

Ils découvrent que la politique monétaire est très sensible au niveau du taux d'inflation tendanciel, et ils remarquent une perte d'efficacité au niveau de la stabilisation de l'économie après un choc⁸.

Amano, Ambler et Rebei (2007) analysent le comportement du modèle d'Ascari (2004) en dehors de l'état stationnaire. Ils montrent que la présence d'un taux d'inflation tendanciel non nul réduit de beaucoup le niveau des moyennes stochastiques de la production, de la consommation et de l'emploi. Ils montrent aussi qu'elle accentue la variabilité de la plupart des agrégats et la persistance de leurs fluctuations, et que la dispersion des prix entre entreprises amplifie incontestablement l'effet négatif de l'inflation sur le bien-être⁹. Coibion et Gorodnichenko (2009) vont plus loin, ils montrent que le principe de Taylor ne tient pas sous un taux d'inflation tendanciel et que la stabilité macroéconomique observée depuis les années 80 est due à des changements dans la réponse de la réserve fédérale aux différentes variables macroéconomiques et au déclin du taux d'inflation tendanciel¹⁰.

1.3.2 L'inflation tendancielle et la fréquence de changement des prix

Nous allons décrire brièvement dans cette sous-section l'effet de l'inflation sur la fréquence de changement des prix. La plupart des études empiriques s'accordent sur l'effet positif de l'inflation sur la fréquence de changement des prix. Alvaro et Hernando (2004), Aucremann et Dhyne (2005) et Fougère et al. (2005) concluent qu'une inflation élevée augmente la probabilité d'une hausse des prix et réduit la probabilité d'une baisse de ces prix. L'effet de l'inflation sur la hausse des prix est beaucoup plus important que

8. Plus l'inflation tendancielle augmente, plus la nouvelle courbe de Phillips s'aplatit, et donc une diminution de l'influence de l'output gap sur l'inflation actuelle.

9. Les effets d'un taux d'inflation non nul sont plus prononcés avec un modèle de détermination de prix à la Calvo qu'avec un modèle à la Taylor ou à la Calvo modifié.

10. Ils affirment qu'alors même que le principe de Taylor était satisfait avant les années 80, l'économie américaine était assujettie à des fluctuations autoréalisatrices et déstabilisantes.

sur la baisse des prix, et par conséquent, la fréquence de changement des prix est plus élevée. Wolman (2000) conclut que les modèles dont les coûts d'ajustement des prix sont explicites présentent trois faits fondamentaux. Premièrement, l'existence de coûts liés au changement des prix empêche ces derniers à varier continuellement. Deuxièmement, les prix vont changer fréquemment lorsque le bénéfice de ce changement est élevé ou son coût est faible. Finalement, la fréquence de changements des prix devrait être élevée (ou faible) quand le taux d'inflation est élevé (ou faible) puisque l'inflation contribue à la hausse du bénéfice à travers le temps. Lach et Tsiddon (1992) étudient le comportement des prix de 26 produits alimentaires durant deux sous-périodes entre 1978 et 1984. Ils révèlent que lorsque le taux d'inflation mensuel passe de 4.9% durant la sous-période 1978 – 1979 à 6.6% pendant la sous-période 1981 – 1982, la durée moyenne d'un prix diminue de 2.2 mois à 1.5 mois (Wolman, 2000). Ils trouvent que 46.5% des prix ont changé chaque mois durant la première période avec une inflation moyenne de 77%. Pour la deuxième période, la fréquence de changement des prix a atteint 60.4% lorsque le taux d'inflation a frôlé 116%. Ces résultats indiquent clairement que la fréquence de changement des prix des produits alimentaires peut être liée au taux d'inflation (Gagnon, 2009). Konieczny et Skrzypacz (2005) ont étudié la transition de la Pologne vers une économie du marché. Ils constatent que les prix de 59% des produits qui composent leur panier ont changé chaque mois en 1990 au plus haut niveau du taux d'inflation et de 20% en 1996 une fois le taux d'inflation a baissé. Leur conclusion est compatible avec Gagnon (2009) qui stipule une relation non linéaire entre l'inflation et la fréquence de changement des prix.

En effet, Gagnon (2009) décompose la fréquence de changement des prix en deux fréquences, celle des prix qui augmentent et celle des prix qui baissent. Il trouve que la fréquence de changement des prix co-varie faiblement avec le taux d'inflation lorsque celui-ci est faible (en dessous de 10%-15%) et fortement lorsque le taux d'inflation est supérieur à 10%-15%. Il impute cette différence au fait que lorsque le taux d'inflation passe d'un niveau faible vers un niveau élevé la fréquence de changement des prix qui augmentent devient plus réactive à toute variation de l'inflation alors que la fréquence

de changement des prix qui baissent devient à son tour moins réactive, d'où une plus grande sensibilité de la fréquence de changement des prix à un taux d'inflation élevé. Ainsi, toute variation de 1% du taux d'inflation de 15% est associée à une augmentation de 0.56% de la fréquence de changement des prix qui augmentent et une baisse de 0.13% de la fréquence de changement des prix qui baissent. Par conséquent, la hausse de la fréquence de changement des prix est globalement conduite par la croissance soutenue des prix qui augmentent. Il conclut aussi que les modèles de fixation des prix de base de Taylor (1980) et Calvo (1983) où la fréquence de changement des prix est constante à travers le temps présentent une déficience évidente lorsque le taux d'inflation est volatile ou changeant.

En outre, Dhyne, Konieczny, Rumler et Sevestre (2009) s'intéressent au changement de l'inflation dans la zone euro entre 2008 où le taux d'inflation a enregistré une hausse rapide durant les trois premiers trimestres et 2009 où le taux d'inflation a connu une rechute. Ils examinent l'effet de ce changement sur l'ajustement des prix au niveau individuel des firmes en Belgique et en Autriche. En Belgique, l'analyse de l'évolution des prix est conduite par la banque nationale de Belgique qui s'intéresse au développement de trois catégories de produits COICOP¹¹. Ainsi, l'analyse de la banque nationale de Belgique indique que la hausse de l'inflation est principalement affectée par l'augmentation de la fréquence de changement des prix et plus précisément par la hausse de la fréquence des prix qui augmentent. En Autriche, Dhyne, Konieczny, Rumler et Sevestre (2009) essaient de déterminer comment la rigidité des prix est affectée par le taux moyen d'inflation. Pour se faire, ils régressent une fonction qui comporte la fréquence moyenne de changement des prix pour chaque produit sur l'inflation moyenne de ces produits et sur certaines variables de contrôle. Les résultats de cette régression suggèrent que les produits avec une inflation moyenne élevée sont caractérisés aussi par une fréquence de changement des prix élevée et significative. L'effet marginal implique

11. Classification of Individual Consumption according to Purpose est un système de classification publié par la division statistique des Nations Unies et qui permet de classer les dépenses de consommation selon leurs fins ou leurs buts (alimentation, santé, éducation, etc.).

qu'une hausse mensuelle de 1% du taux d'inflation se traduit par une augmentation de 5.2% de la fréquence de changement des prix. En terme annuel, cela signifie que lorsque l'inflation croit de 1%, la fréquence de changement des prix augmente d'environ 0.44%. Ils concluent que la rigidité des prix devrait être courte dans un environnement où le taux d'inflation est élevé.

Enfin, il faut mentionner que la différence de résultats de certaines études est due soit à la base de données utilisée ou soit à la méthode de calcul. Ainsi, Gagnon (2009) a utilisé une base de donnée qui respecte la méthodologie COICOP pour son analyse au lieu de la méthodologie BLS¹² utilisée par Bils et Klenow (2004). Des produits tels que les repas du restaurant sont considérés comme des « biens » sous BLS alors qu'ils sont classés en tant que « service » sous COICOP. Aussi, Nakamura et Steinsson (2008) proposent une nouvelle façon de calculer la fréquence de changement des prix qui suggère une fréquence de changement des prix inférieure à celle trouvée par Bils et Klenow (2004). Cette différence est principalement causée par le traitement réservé aux prix en rabais ou en promotion. Nakamura et Steinsson (2008) traitent comme rabais toute situation où le prix baisse temporairement et augmente après. Dans ce cas aucun changement de prix n'est reporté. Leur méthode ne prévoit aucun changement de prix même si le nouveau prix après le rabais est différent de celui d'avant le rabais. Par exemple, si une observation consécutive de prix est (2, 2, 1, 3, 3), la procédure conclura que le prix n'a pas changé alors que plusieurs concluraient que le prix a effectivement changé de 2 à 3 (Dhyne, Konieczny, Rumler et Sevestre, 2009).

12. Bureau of Labor Statistics.

CHAPITRE II

MODÈLE D'ANALYSE

Dans ce chapitre, nous allons exposer le modèle sur lequel repose notre analyse, ainsi que la méthodologie utilisée pour le simuler. De cette façon, la première section est consacrée au développement du modèle, la deuxième section est une discussion sur l'agrégation des variables, et la dernière section aborde la calibration et la méthode de simulation numérique effectuée sur le modèle.

2.1 Le modèle

Notre modèle s'inspire de celui d'Amano, Ambler et Rebei (2009), il s'agit d'un modèle d'équilibre général dynamique et stochastique (DSGE) avec des rigidités nominales sur les prix à la Calvo et des coûts d'ajustement sur le capital.

Ainsi, le modèle comporte un agent représentatif avec une durée de vie illimitée, une firme représentative qui produit un bien fini, un ensemble de firmes monopolistiques qui produisent des biens intermédiaires différents, et une autorité monétaire qui contrôle le taux d'intérêt nominal de court terme suivant une règle à la Taylor.

2.1.1 Les ménages

Le ménage représentatif maximise sa fonction d'utilité espérée comme suit :

$$\max_{c_t, m_t, h_t} E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t U \left(C_t, \frac{M_t}{P_t}, H_t \right), \quad (2.1)$$

où C_t est la consommation agrégée, M_t sont les balances nominales de monnaie, P_t est le niveau des prix, H_t est les heures travaillées, et $\beta \in (0, 1)$ est le taux d'escompte intertemporel. La forme fonctionnelle de la fonction d'utilité est donnée par :

$$U\left(C_t, \frac{M_t}{P_t}, H_t\right) = \log\left(\left[C_t^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} + b_t^{\frac{1}{\sigma}} \left(\frac{M_t}{P_t}\right)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}}\right]^{\frac{\sigma}{\sigma-1}}\right) + \eta \log(1 - H_t), \quad (2.2)$$

où b_t est un choc de préférence qui peut être interprété comme un choc de demande de monnaie. Le paramètre $\sigma > 0$ est l'élasticité de substitution entre la consommation et les balances réelles de monnaie. Cette forme fonctionnelle conduit à une équation conventionnelle de la demande de monnaie. Le choc de préférence b_t suit un processus stationnaire logarithmique $AR(1)$ tel que :

$$\log(b_t) = \rho_b \log(b_{t-1}) + (1 - \rho_b) \log(b) + \epsilon_{b,t}, \quad (2.3)$$

où $\rho_b \in (0, 1)$, et où le terme représentant le choc stochastique $\epsilon_{b,t}$ est distribué normalement, indépendamment et identiquement (*i.i.d*), avec une espérance nulle et un écart-type σ_{ϵ_b} . Pour chaque période t , le ménage représentatif maximise sa fonction d'utilité en prenant compte de la contrainte budgétaire suivante :

$$P_t C_t + P_t I_t + P_t CAC_t + M_t + \frac{B_t}{R_t} \leq P_t w_t H_t + P_t q_t K_t - T_t + D_t + M_{t-1} + B_{t-1}, \quad (2.4)$$

où w_t est le salaire réel, q_t est le taux réel de location du capital, T_t est une taxe forfaitaire, D_t est le dividende nominal versé par les firmes monopolistiques, I_t est l'investissement réel, K_t est le stock de capital, CAC_t est le coût d'ajustement du capital, et R_t est le taux d'intérêt nominal sur les emprunts entre t et $t + 1$.

L'investissement accroît le stock de capital selon l'équation suivante :

$$K_{t+1} = (1 - \delta)K_t + I_t, \quad (2.5)$$

où $\delta \in (0, 1)$ est le taux de dépréciation du capital. L'investissement I_t est sujet aux coûts d'ajustement convexe sous la forme suivante :

$$CAC_t = \frac{\varphi}{2} \left(\frac{I_t}{K_t} - \delta \right)^2 K_t, \quad (2.6)$$

où φ est un paramètre positif. Les conditions de premier ordre obtenues via la maximisation de la fonction d'utilité avec les choix optimaux de C_t , M_t , B_t , H_t et K_{t+1} sont données par :

$$\frac{C_t^{-\frac{1}{\sigma}}}{C_t^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} + b_t^{\frac{1}{\sigma}} \left(\frac{M_t}{P_t}\right)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}}} = \lambda_t, \quad (2.7)$$

$$\frac{b_t^{\frac{1}{\sigma}} \left(\frac{M_t}{P_t}\right)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}}}{C_t^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} + b_t^{\frac{1}{\sigma}} \left(\frac{M_t}{P_t}\right)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}}} = \lambda_t \left[1 - \frac{1}{R_t}\right], \quad (2.8)$$

$$\lambda_t = \beta E_t \left(\lambda_{t+1} \frac{R_t}{\pi_{t+1}} \right), \quad (2.9)$$

$$\eta \frac{1}{1 - H_t} = \lambda_t w_t; \quad (2.10)$$

$$\begin{aligned} & \lambda_t \left[1 + \varphi \left(\frac{I_t}{K_t} - \delta \right) \right] \\ &= \beta E_t \left(\lambda_{t+1} \left[1 + q_{t+1} - \delta + \varphi \left(\frac{I_{t+1}}{K_{t+1}} - \delta \right) \left(\frac{K_{t+2}}{K_{t+1}} \right) + \frac{\varphi}{2} \left(\frac{I_{t+1}}{K_{t+1}} - \delta \right)^2 \right] \right), \end{aligned} \quad (2.11)$$

où λ_t est le multiplicateur de Lagrange associé avec la contrainte budgétaire à la période t .

2.1.2 Les firmes

2.1.2.1 Les firmes produisant des biens finaux

La firme représentative utilise $Y_t(i)$ unités de chaque type de biens intermédiaires pour produire Y_t unités de produit final, en se basant sur une fonction de production avec rendement d'échelle constant nous avons :

$$Y_t = \left[\int_0^1 Y_t(i)^{\frac{\theta-1}{\theta}} di \right]^{\frac{\theta}{\theta-1}}, \quad (2.12)$$

où $\theta > 1$ est un paramètre représentant l'élasticité de substitution entre les différents biens intermédiaires. La firme vend son bien final à un prix nominal, P_t , et choisit Y_t et $Y_t(i)$ pour chaque $i \in [0, 1]$ pour maximiser son profit comme suit :

$$P_t Y_t - \int_0^1 P_t(i) Y_t(i) di, \quad (2.13)$$

subject à (2.12) à chaque période t . Les conditions de premier ordre pour ce problème sont la contrainte et :

$$Y_t(i) = \left[\frac{P_t(i)}{P_t} \right]^{-\theta} Y_t, \quad (2.14)$$

Cette équation (2.14) exprime la demande conditionnelle pour le bien intermédiaire i comme étant une fonction décroissante de son prix relatif et une fonction croissante de la production totale. Le prix exact pour la production finale est donné comme suit :

$$P_t = \left[\int_0^1 P_t(i)^{1-\theta} di \right]^{\frac{1}{1-\theta}}, \quad (2.15)$$

2.1.2.2 Les firmes produisant des biens intermédiaires

Chaque firme qui produit une unité $Y_t(i)$ de bien intermédiaire (i), utilise une unité de capital $K_t(i)$, une unité de travail $H_t(i)$ et une technologie agrégée A_t . Sa fonction de production est :

$$Y_t(i) = A_t K_t(i)^{1-\alpha} H_t(i)^\alpha, \quad (2.16)$$

où le niveau de la technologie A_t suit un processus stationnaire $AR(1)$ tel que :

$$\log(A_t) = (1 - \rho_A) \log(A) + \rho_A \log(A_{t-1}) + \epsilon_{A,t}, \quad (2.17)$$

où $\rho_A \in (0, 1)$, et où $\epsilon_{A,t}$ suit une loi normale $N(0, \sigma_{\epsilon_{A,t}})$.

Si la firme est autorisée à réoptimiser ses prix à la période t , elle va maximiser la somme de ses profits futurs de la façon suivante :

$$\max E_t \sum_{l=0}^{\infty} d_{t+l} \left(\beta^l \frac{\lambda_{t+l}}{\lambda_t} \right) \left(\frac{D_{t+l}(i)}{P_{t+l}} \right), \quad (2.18)$$

où D_{t+l} représente les dividendes à l'instant $t+l$, $(\beta^l \lambda_{t+l}/\lambda_t)$ est le facteur d'escompte stochastique utilisé par les actionnaires pour évaluer les profits à la date $t+l$, et d_{t+l} est la probabilité que le prix fixé à la date t reste valide à la date $t+l$. Les différents choix de d_{t+l} vont conduire à des différents schémas de fixation de prix. Les dividendes nominaux $D_{t+l}(i)$ sont formulés de cette façon :

$$D_{t+l}(i) = P_t^*(i)Y_{t+l}(i) - W_{t+l}H_{t+l} - Q_{t+l}K_{t+l}(i), \quad (2.19)$$

où P_t^* est le prix fixé par la firme à la date t , W_t est le taux du salaire nominal, et Q_t est le taux nominal de location du capital.

Les conditions de premier ordre du problème de la maximisation des profits de la firme par rapport à $K_t(i)$, $H_t(i)$, et P_t^* sont données comme suit :

$$\frac{Q_t}{P_t^*(i)} = (1 - \alpha)\psi_t(i) \frac{Y_t(i)}{K_t(i)}, \quad (2.20)$$

$$\frac{W_t}{P_t^*(i)} = \alpha\psi_t(i) \frac{Y_t(i)}{H_t(i)}, \quad (2.21)$$

$$P_t^*(i) = \left(\frac{\theta}{\theta - 1} \right) \frac{E_t \sum_{l=0}^{\infty} \beta^l d_{t+l} \frac{\lambda_{t+l}}{\lambda_t} \psi_{t+l}(i) Y_{t+l}(P_{t+l})^\theta}{E_t \sum_{l=0}^{\infty} \beta^l d_{t+l} \frac{\lambda_{t+l}}{\lambda_t} Y_{t+l}(P_{t+l})^{\theta-1}}, \quad (2.22)$$

où $\psi_t(i)$ dénote le coût marginal réel à la date t associé avec le problème de maximisation de la i -ème firme, il est aussi égal à l'inverse du markup. Les équations (2.20) et (2.21) indiquent que la production marginale du travail et du capital excède leurs coûts marginaux respectifs. L'équation (2.22) représente le prix optimal dérivé de l'égalisation du coût marginal avec le revenu marginal dans un contexte dynamique. Le terme d_{t+l} donne la probabilité que le prix fixé à la date t va rester valide à la date $t+l$. La valeur de d_{t+l} dépend de la façon dont on formule la rigidité nominale des prix.

2.1.2.3 Le modèle de fixation des prix

Le modèle retenu est un modèle de fixation des prix à la Calvo où des firmes monopolistiques et compétitives reçoivent une probabilité constante à chaque période

l'autorisant à réoptimiser leurs prix. Ainsi nous considérons la probabilité d_{t+l} telle que :

$$d_{t+l} = d^l, 0 \leq l < \infty.$$

Sous une rigidité à la Calvo, nous pouvons écrire l'équation (2.22) du prix optimal et l'équation qui mesure la dispersion des prix sous une forme récursive suivant la dérivation de Schmitt-Grohe et Uribe (2005).

La dispersion des prix S_t est évaluée par une équation non linéaire de premier ordre :

$$S_t = (1 - d)p_t^{*-\theta} + d\pi_t^\theta S_{t-1}, \quad (2.23)$$

où $p_t^* = P_t^*/P_t$ est le prix relatif des firmes qui réoptimisent leurs prix durant la période actuelle t . Le niveau général des prix dépend de la moyenne du niveau des prix à la période précédente et du prix fixé par les firmes qui ajustent leurs prix durant la période courante tel que :

$$1 = d\pi_t^{(\theta-1)} + (1 - d)p_t^{*(1-\theta)}, \quad (2.24)$$

L'équation du prix optimal (2.22) est réévaluée d'une façon récursive en terme de deux variables artificielles x_t et z_t telle que :

$$x_t = Y_t \psi_t p_{t-1}^{(-\theta-1)} + d\beta E_t \left[\frac{\lambda_{t+1}}{\lambda_t} \left(\frac{p_t^*}{p_{t+1}^*} \right)^{(-\theta-1)} \pi_{t+1}^\theta x_{t+1} \right], \quad (2.25)$$

$$z_t = Y_t p_{t-1}^{-\theta} + d\beta E_t \left[\frac{\lambda_{t+1}}{\lambda_t} \left(\frac{p_t^*}{p_{t+1}^*} \right)^{-\theta} \pi_{t+1}^{(\theta-1)} z_{t+1} \right], \quad (2.26)$$

$$x_t = \frac{\theta - 1}{\theta} z_t, \quad (2.27)$$

2.1.3 Forme fonctionnelle simple entre l'inflation tendancielle et la longueur de rigidité des prix

Nous allons endogénéiser la probabilité d qui n'autorise pas les firmes à réviser leurs prix en l'associant à un taux d'inflation tendanciel d'une façon à ce que cette

probabilité d dépendrait négativement du taux d'inflation tendanciel. Pour y arriver, nous allons nous baser sur une formule légèrement modifiée de la fonction logistique qui nous permet de modéliser efficacement la relation entre la probabilité d et l'inflation tendancielle $\tilde{\pi}$.

En effet, les fonctions logistiques qui prennent généralement la forme « S » se distinguent par une croissance rapide au début laquelle s'estompe progressivement pour finir par se stagner. Elles sont fréquemment utilisées dans plusieurs domaines scientifiques, principalement en tant que modèles de croissance. Ainsi, elles sont employées en biologie pour décrire la croissance de la population de certaines espèces ou en marketing pour décrire l'évolution des ventes d'un nouveau produit ou dans un autre contexte pour exprimer la baisse de la demande d'un produit en fonction de son prix. Dans notre cas, nous allons considérer une fonction qui nous permet de modéliser une baisse de la probabilité d suite à une hausse du taux d'inflation tendanciel $\tilde{\pi}$. La formule suivante respecte ces conditions :

$$d = 0.75 - \left(\frac{0.75}{1 + \exp(8.5 - \rho_d \tilde{\pi})} \right), \quad (2.28)$$

où $0 \leq d \leq 1$ est la probabilité que les firmes ne réoptimisent pas leur prix, $\tilde{\pi}$ est le taux d'inflation tendanciel, ainsi lorsque le taux d'inflation tendanciel est égal à 0, la probabilité d serait égale à 0.75. ρ_d est un paramètre qui capte le poids que les firmes accordent à l'inflation tendancielle par rapport à la conjoncture ou à l'activité économique. Cette relation respecte les conclusions de Romer (1990) et les conditions de Bakhshi et al.(2003) qui postulent à une relation inverse entre le degré de la rigidité nominale des prix et l'inflation tendancielle. Ainsi notre relation fonctionnelle supporte les conditions suivantes :

$$d(1) = \bar{d},$$

$$\frac{\partial d(\pi)}{\partial \pi} \equiv d_{\pi}(\pi) < 0,$$

$$\lim_{\pi \rightarrow \infty} d(\pi) = 0,$$

La première équation stipule qu'en absence de l'inflation tendancielle ($\pi = 1$) la rigidité des prix existe grâce aux coûts du menu (Menu Cost). La deuxième équation indique qu'une hausse de l'inflation tendancielle implique une baisse de la probabilité d que les firmes conservent leurs prix inchangés (ce qui signifie que la fréquence de changement de leurs prix augmente ($\frac{1}{1-d(\pi)}$)). La dernière équation révèle que lorsque l'inflation tendancielle tend vers des valeurs très élevées, la probabilité de non-réoptimisation de prix d tend vers zéro, et donc vers une flexibilité totale des prix.

Ainsi, en considérant des taux d'inflation tendanciel de 0%, 4%, 6% et 8% dans notre équation (2.28), nous allons avoir des probabilités de non-réajustement de l'ordre de 0.75, 0.74, 0.69 et 0.47 respectivement. Une probabilité de non-réajustement de 0.75 signifie que les firmes conservent leurs prix inchangés pour une durée de 4 périodes en moyenne, alors que des probabilités de 0.74 et 0.69 indiquent que les firmes conservent leurs prix intacts pour une durée de 3.8 périodes et de 3.2 périodes tel qu'indiqué par Nakamura et Steinsson (2008) qui trouvent que les firmes changent leurs prix chaque 9 à 11 mois. Finalement, une probabilité de 0.47 montre que les firmes conservent leurs prix inchangés pour une durée de 1.88 période de concert avec les résultats de Bils et Klenow (2004) qui stipulent que les firmes changent leurs prix une fois chaque 4 à 5 mois.

Tel que mentionné plus haut, le paramètre ρ_d exprime la sensibilité des firmes aux changements qui peuvent toucher le taux d'inflation tendanciel. De ce fait, il reflète un arbitrage entre l'inflation et les variations économiques que les firmes pratiquent suite à un choc. Le cas de base est $\rho_d = 100$ où les firmes attribuent le même poids aux variations de l'inflation qu'aux variations macroéconomiques. Toutefois, pour capter la sensibilité de notre fonction aux différents changements, nous allons simuler notre modèle pour des valeurs de ρ_d égales à 50, 100 et 150.

Une valeur de ρ_d inférieure à 100 signifie que les firmes sont plus sensibles aux

variations de l'activité économique et réciproquement pour une valeur de ρ_d supérieure à 100. La Figure (2.1) en dessous expose l'évolution du taux d'inflation tendanciel pour les différentes valeurs de ρ_d . Elle nous montre qu'avec une valeur de ρ_d égale à 50, la fréquence de changement des prix reste plus ou moins stable et constante pour des taux d'inflation tendanciels assez élevés (jusqu'à 10%), par contre, lorsque la valeur de ρ_d passe à 150, nous constatons une accélération dans la baisse de la probabilité de non-réajustement de prix dans la mesure où on frôle une flexibilité parfaite des prix dès que le taux d'inflation tendanciel atteint 8%.

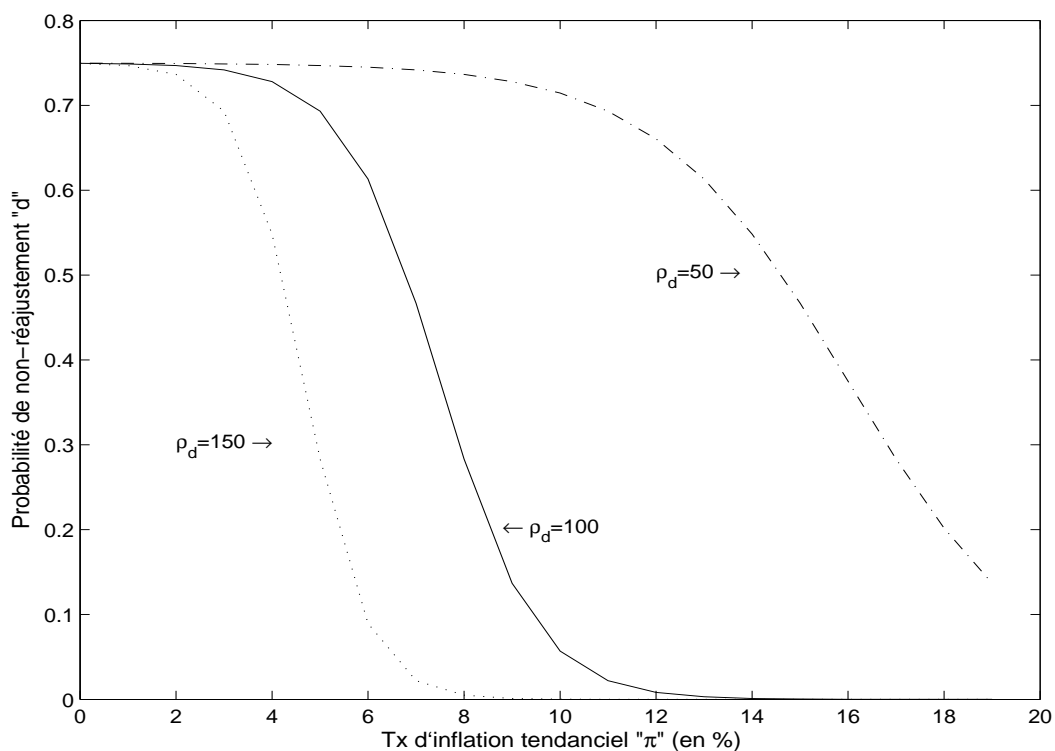


Figure 2.1 Évolution de la probabilité d pour différentes valeurs de ρ_d

2.1.4 La politique monétaire

La politique monétaire utilise le taux d'intérêt nominal de court terme comme instrument en suivant une règle à la Taylor semblable à celle-ci :

$$\log(R_t) = (1 - \rho_R) \log(R_{t-1}) + (1 - \rho_R) \left(\rho_\pi \log\left(\frac{\pi_t}{\tilde{\pi}}\right) + \rho_y \log\left(\frac{y_t}{\tilde{y}}\right) \right) + \epsilon_{R,t}, \quad (2.29)$$

les variables qui ne dépendent pas de t indiquent des valeurs à l'état stationnaire, et $\epsilon_{R,t}$ représente un choc monétaire avec $\epsilon_{R,t} \sim N(0, \sigma_{\epsilon_R})$. La règle de Taylor implique que le taux d'inflation π_t est égal à $\tilde{\pi}$ sous un état stationnaire déterministe, et par conséquent, nous pouvons interpréter $\tilde{\pi}$ comme étant la cible du niveau d'inflation.

Le stock de monnaie est déterminé par la demande des balances réelles, et les taxes forfaitaires sont requises pour financer les variations de l'offre de monnaie. La contrainte budgétaire des autorités monétaires est comme suit :

$$M_t - M_{t-1} = T,$$

2.2 Agrégation

Vu que le capital est parfaitement mobile à travers les firmes, toutes les firmes allouent le même ratio du capital au travail et ont des coûts marginaux identiques. Par conséquent, toutes les firmes qui réoptimisent leurs prix à une certaine période vont choisir le même prix, donc on peut éliminer les (i) après P_t^* . En général, les firmes qui changent leurs prix sur différentes dates auront des différents prix relatifs.

Chaque firme intermédiaire qui fixe son prix relatif accepte d'offrir ses biens à ce prix-là. En agrégeant les fonctions de la demande conditionnelle pour une firme intermédiaire à partir de l'équation (2.14), nous avons la contrainte agrégée suivante :

$$Y_t^s = \left(C_t + K_{t+1} - (1 - \delta)K_t + \frac{\varphi}{2} \left(\frac{I_t}{K_t} - \delta \right)^2 K_t \right) \int_0^1 \left(\frac{P_t(i)}{P_t} \right)^{-\theta} di, \quad (2.30)$$

Nous définissons S_t tel que :

$$S_t = \int_0^1 \left(\frac{P_t(i)}{P_t} \right)^{-\theta} di, \quad (2.31)$$

Sachant que nous avons la fonction de production suivante :

$$Y_t^s = A_t K_t^{1-\alpha} H_t^\alpha, \quad (2.32)$$

où Y_t^s est défini comme étant la production agrégée, où K_t et H_t sont respectivement le stock de capital agrégé et les heures travaillées agrégées.

La contrainte de ressources agrégée prend en considération l'inefficacité de l'allocation des ressources due à la dispersion des prix entre les firmes. En réalité, les biens intermédiaires individuels entrent symétriquement et avec un poids égal dans la fonction de production du bien final (équation (2.12)), donc l'allocation efficace des ressources voudrait faire en sorte qu'on produise la même quantité de chaque bien intermédiaire. Cependant, la dispersion des prix provoquera une déviation de l'équilibre macroéconomique de son optimum. On peut montrer que S_t a une borne inférieure égale à 1¹¹.

Sous un modèle à la Calvo S_t suit l'équation non linéaire de premier ordre (2.23), alors qu'avec un modèle à la Taylor, elle peut-être exprimée comme une moyenne pondérée des prix optimaux passés et fixés par les différentes cohortes de firmes.

2.3 Calibration et Simulation

Les paramètres structurels du modèle sont calibrés suivant les valeurs standards de la littérature. En particulier, les valeurs utilisées par Ambler, Dib et Rebei (2004) qui estiment un modèle similaire avec des techniques de maximum de vraisemblance. Le taux d'intérêt du court terme est celui utilisé par la banque centrale en tant qu'instrument de sa politique monétaire. La règle de la politique monétaire qui spécifie que le taux d'intérêt du court terme devrait réagir à toute déviation de l'inflation de sa cible contient une racine unitaire. Par conséquent, le niveau des prix, les balances nominales de monnaie et le taux du salaire réel contiennent une racine unitaire et sont cointégrés. Aussi, nous allons diviser les variables nominales par le niveau des prix pour

11. Schmitt-Grohe et Uribe (2005).

les normaliser.

Le modèle est résolu par des simulations numériques décrites par Adjemian et al. (2013) pour le programme Dynare. Le programme calcule une approximation de deuxième ordre pour les conditions d'équilibre du modèle autour de son état stationnaire déterministe¹².

Les valeurs issues de la calibration des paramètres sont présentées dans le Tableau (2.1) en dessous, elles sont conformes avec les valeurs qu'on peut trouver dans la littérature récente.

En effet, les principales méthodes pour évaluer un modèle DSGE sont soit de le calibrer ou de l'estimer. L'approche la plus utilisée dans la littérature pour ajuster un modèle DSGE aux données empiriques est la calibration qui est un outil pratique pour analyser les propriétés dynamiques de tels modèles. Elle montre que les valeurs des paramètres structurels d'un modèle DSGE sont issues de différentes études microéconomiques dans lesquelles ses mêmes paramètres ont été estimés sur une base microéconométrique (Flotho, 2009).

Ainsi, le calibrage des paramètres de notre modèle est obtenu suivant les résultats de plusieurs études antérieures, en particulier celles d'Ambler, Dib et Rebei (2004) et de Amano et Shukayev (2009) qui estiment chacun un modèle proche de celui qu'on utilise.

Sous un modèle à la Calvo, \bar{d} représente la probabilité de non-réajustement des prix par une firme à une période donnée. Elle est égale à 0.75 conformément à la littérature qui le situe entre 0.67 (Amano et Shukayev, 2009) et 0.80 (Castelnuovo, 2006). Le taux de préférence intertemporel β est fixé à 0.99 correspondant aux données trimestrielles. L'élasticité entre la consommation et les balances réelles est positive, et elle est égale à 0.25 en accord avec Ambler, Dib et Rebei (2004) qui trouvent une valeur estimée de 0.22, mais très en dessous de 0.06 calculée par Amano et Shukayev (2009).

12. L'état stationnaire déterministe est l'équilibre de long terme de l'économie quand tous les chocs stochastiques sont nuls, et avec des niveaux constants de toutes les variables normalisées.

En ce qui concerne la valeur de η le poids des préférences pour le loisir, elle diffère à travers la littérature d'une valeur égale à 1 à une valeur proche de 6 en ligne avec des estimations microéconomiques. Dans notre cas η est égale à 1.5 qui est semblable à Ascari (2004), Chari et al.(2000) et Ireland (2003), et proche de 1.35 d'Ambler, Dib et Rebei (2004). Notre valeur correspond à une fraction des heures travaillées h égale à 0.33, loin de celle d'Amano et Shukayev (2009) qui calculent simultanément le poids des préférences pour le loisir η , l'élasticité de substitution entre les biens intermédiaires θ , et le taux de dépréciation du capital δ suivant un algorithme non linéaire qui isole les valeurs de ces paramètres en considérant les données de trois variables, en l'occurrence, *i*) la fraction des heures travaillées $h = 0.25$, *ii*) le ratio de la consommation moyenne par rapport au PIB, et *iii*) la part moyenne du revenu de travail qui est égale à 0.58, obtenue à partir des données de NIPA¹. Ils trouvent que θ égale à 7.7, η à 2.37 et δ à 0.026. Néanmoins, nous avons choisi des valeurs de $\theta = 8$ (ce qui correspond à un markup de 1.14) et de $\delta = 0.025$ semblables ou très proches des valeurs utilisées par Amano et Ambler (2008), Ambler, Dib et Rebei (2004), Coibion et Gorodnichenko (2009), Ascari (2004) et Bakhshi et al (2003) qui oscillent entre 6 et 10 pour θ . Le paramètre des coûts d'ajustement du capital φ est fixé à 13 dans la lignée de valeurs utilisées dans la littérature. Il faut signaler qu'il n'existe pas un consensus entre les économistes sur la valeur précise à prendre, par contre on pourrait se fier à un intervalle allant de 3 (Christiano, Eichenbaum et Evans, 2005) jusqu'à 15 (Neri, 2004)².

Si on se tourne vers les valeurs des coefficients de la fonction de réaction de la Banque Centrale, elles sont fixées comme telles $\rho_R = 0.80$, $\rho_\pi = 1.29$ et $\rho_y = 0.067$ de concert avec les études économiques. Orphanides (2003) estime les mêmes coefficients en considérant des données en temps réels et trouve que les valeurs estimées de ces coefficients sont relativement plus stables à travers les deux périodes étudiées, $\rho_R = 0.70$, $\rho_\pi = 1.64$ et $\rho_y = 0.14$ entre 1966Q1 et 1979Q2 et $\rho_R = 0.79$, $\rho_\pi = 1.80$ et $\rho_y = 0.0675$

1. National Income and Product Accounts.

2. Ireland (2003) évoque une valeur de 12.43 (avant-1979) et de 32.13 (après-1979).

de 1979Q3 à 1995Q4. Clarida, Gali et Gertler (1999) trouvent $\rho_R = 0.68$, $\rho_\pi = 0.83$ et $\rho_y = 0.0675$ pour la période 1960Q1 à 1979Q2, et $\rho_R = 0.79$, $\rho_\pi = 2.15$ et $\rho_y = 0.23$ pour la période 1979Q3 à 1996Q4.

Enfin, pour les chocs exogènes qui touchent le modèle, nous avons retenu respectivement pour le choc technologique et le choc monétaires, les écarts-types $\sigma_{\epsilon_A} = 0.01$ et $\sigma_{\epsilon_R} = 0.01$, ces valeurs sont largement utilisées dans la simulation des modèles DSGE. Ambler, Dib et Rebei (2004) estime un écart-type égal à $\sigma_{\epsilon_A} = 0.02$ et $\sigma_{\epsilon_R} = 0.01$, alors qu'Amano et Shukayev (2009) trouvent une valeur similaire pour le choc monétaire et une valeur plus petite pour le choc technologique $\sigma_{\epsilon_A} = 0.006$. Ambler, Guay et Phaneuf (2012) concluent à des valeurs estimées de $\sigma_{\epsilon_A} = 0.01$ et $\sigma_{\epsilon_R} = 0.006$.

Tableau 2.1 Calibration du modèle

Paramètres	Valeurs
Préférences	
β	0.99
σ	0.25
η	1.50
Technologie	
α	0.67
θ	8.00
δ	0.025
φ	13.00
Ajustement des prix	
\bar{d}	0.75
ρ_d	100
Coeff. de la Règle de Taylor	
ρ_R	0.80
ρ_π	1.29
ρ_y	0.067
Processus Stochastique	
ρ_b	0.80
ρ_A	0.80
σ_{ϵ_b}	0.01
σ_{ϵ_A}	0.01
σ_{ϵ_R}	0.01

CHAPITRE III

PRINCIPAUX RÉSULTATS ET LEURS INTERPRÉTATIONS

Ce dernier chapitre présente les principaux résultats de cette étude. Il est divisé en cinq sections qui discutent de l'effet de la fréquence de changement des prix sur les valeurs de l'état stationnaire (3.1), sur les moyennes stochastiques (3.2), sur la volatilité et la persistance des principales variables (3.3), la section (3.4) s'intéresse à l'effet d'un arbitrage entre l'inflation et l'activité économique, et finalement la section (3.5) contient une étude de sensibilité.

3.1 L'effet de la fréquence de changement des prix sur l'état stationnaire

L'analyse de cet effet est basée sur les valeurs obtenues des états stationnaires de chaque variable suivant une augmentation du taux d'inflation tendanciel de 4%, 6% et de 8% (Tableau A.2) et en incluant la relation entre l'inflation tendancielle et la fréquence de changement des prix (Tableau A.3).

Les résultats sont en général conformes avec la littérature (Ascari (2004), Amano, Ambler et Rebei (2007) et Bakhchi et al. (2003)). Ainsi, le niveau de l'état stationnaire de la production, la consommation, et l'investissement réel décroît avec la hausse de l'inflation tendancielle. La production chute de 1.95%, 3.79% et de 7.65%, la consommation diminue de 1.99%, 3.89% et de 7.86%, et l'investissement réel chute de 1.76%, 3.42% et de 6.87% respectivement avec une inflation tendancielle de 4%, 6% et de 8%. Cependant, quand on considère notre relation fonctionnelle entre la longueur de la rigidité nominale

des prix et l'inflation tendancielle, la proportion de la chute de la production est de 1.91%, 3.08% et de 2.99%, la consommation diminue de 1.41%, 2.57% et de 2.45%, et l'investissement réel chute de 1.71%, 2.89% et de 2.94% respectivement avec un taux d'inflation tendancielle de 4%, 6%, et de 8%. Dès lors, nous pouvons constater que l'inclusion de cette forme fonctionnelle dans le modèle a contribué dans la stabilisation de la baisse du niveau de l'état stationnaire de ces variables avec un taux d'inflation tendanciel de 4%, et commence même à s'inverser puisqu'on assiste à un gain de 4.61%, 5.41% et 3.93% de ces pertes pour la production, la consommation et l'investissement réel respectivement surtout avec un taux d'inflation tendanciel de 8%.

Cette diminution dans le niveau de l'état stationnaire des principales variables réelles est due à une dispersion des prix accrue causée par la hausse du taux d'inflation tendanciel. Cette hausse permet aux firmes qui sont autorisées à réoptimiser leurs prix à choisir un prix au-dessus du niveau moyen des prix (puisque elles savent que l'inflation tendancielle va effriter leurs prix relatifs) et la fraction des firmes restantes va garder leurs prix inchangés. D'où une augmentation de la dispersion des prix à travers les firmes S_t . À l'opposé, la présence d'une relation négative entre l'inflation tendancielle et la longueur de rigidité nominale des prix fait en sorte que chaque hausse de l'inflation tendancielle est compensée par une hausse de la fraction des firmes qui vont réajuster leurs prix. Cette augmentation de firmes qui réajustent leurs prix va constituer une entrave qui va empêcher l'augmentation de la dispersion des prix proportionnellement à la hausse du taux d'inflation tendanciel.

Ces résultats sont conformes à ceux avancés par Bakhshi et al. (2003) selon lesquels la présence d'une relation endogène entre l'inflation tendancielle et la fréquence de changement des prix associée à l'existence d'un état stationnaire du prix optimal pour un ensemble de plusieurs taux d'inflation, implique que l'état stationnaire de la production ne diminue pas rapidement suite à une hausse de l'inflation tendancielle.

Pour conclure, la Figure (B.1) et la Figure (B.2) révèlent les effets importants de l'inflation tendancielle et de la fréquence de changement des prix sur les propriétés

des principales variables endogènes sous forme de sentiers de réponses suite à un choc monétaire. La Figure (B.1) montre une baisse généralisée suite à un choc monétaire, ainsi nous constatons que la production, la consommation, les heures travaillées, l'investissement réel, les balances réelles, et les salaires réels chutent d'une façon progressive et proportionnelle au taux d'inflation tendanciel utilisé surtout à l'impact, et ne recouvrent leurs valeurs initiales qu'après 5 ou 7 trimestres. La Figure (B.2) représente la dynamique de ces mêmes variables, mais cette fois-ci avec l'inclusion de la relation entre l'inflation tendancielle et la rigidité nominale des prix, elle montre une réduction progressive de la baisse à l'impact jusqu'à l'annulation de cette perte, cependant on remarque un gain au niveau de toutes ces variables avec un taux d'inflation tendanciel de 8% et une fréquence de changement des prix de l'ordre de 1.88 trimestre.

3.2 L'effet de la fréquence de changement des prix sur les moyennes stochastiques

Dans cette section, nous allons nous intéresser à l'impact de la relation entre l'inflation tendancielle et la longueur de la rigidité nominale des prix sur les moyennes stochastiques des principales variables réelles. Pour se faire, nous avons considéré une simulation du deuxième ordre sur notre modèle, les résultats sont présentés dans le Tableau (A.2) et le Tableau (A.3).

Tout d'abord, le Tableau (A.2) révèle une relation négative entre la moyenne stochastique de la plupart des variables réelles et le taux d'inflation tendanciel. Cette baisse se chiffre de 2.19%, 4.31% et 9.48% pour la production, de 2.23%, 4.40% et 9.74% pour la consommation, et de 2.00%, 3.89% et 8.44% pour l'investissement réel avec un taux d'inflation de 4%, 6% et 8% consécutivement. Alors qu'avec l'inclusion de la relation entre l'inflation tendancielle et la longueur de rigidité des prix, cette baisse passe à 2.13%, 3.25% et 2.51% pour la production, 2.16%, 3.30% et 2.59% pour la consommation, et à 1.95%, 2.97% et 2.22% pour l'investissement réel.

Ensuite, on remarque que l'écart entre les valeurs des états stationnaires déterminis-

tes et les moyennes stochastiques des variables augmente de façon exponentielle suivant le taux d'inflation tendanciel employé (4%, 6% et 8%). Toutefois, il faut signaler que cet écart est moins important et tend à se réduire davantage lorsqu'on considère la relation entre l'inflation tendancielle et la longueur de rigidité nominale des prix.

En effet, le mécanisme responsable de l'écart entre les valeurs des états stationnaires déterministes et les moyennes stochastiques fonctionne via la variable représentant la dispersion des prix S_t . L'équation (2.23) indique que les chocs responsables de la modification du prix optimal relatif des firmes qui sont autorisées à réajuster leurs prix ont un impact sur S_t , dont la taille dépend de la fraction des firmes qui ajustent leurs prix dans une période donnée $(1 - d)$. De plus, S_t est affecté par son propre retard, et la taille de cet effet ne dépend pas exclusivement de la fraction des firmes que ne réajustent pas leurs prix d , mais aussi par la valeur courante du taux de l'inflation π_t^θ . Ainsi, plus l'inflation tendancielle augmente (et donc plus le taux d'inflation est élevée en moyenne), et plus les déviations de la variable S_t sont persistantes. la propagation d'une hausse de la persistance de cet effet conduit à un écart plus important entre les valeurs des états stationnaires déterministes et les moyennes stochastiques des variables endogènes du modèle en comparaison avec une baisse de cette même persistance dans la mesure où ces effets sont non-linéaires.

Enfin, l'intégration de la relation entre l'inflation tendancielle et la longueur de rigidité nominale des prix implique que la fraction des firmes qui ne réajustent pas leurs prix d diminue, et dès lors, plus le taux d'inflation tendanciel augmente, plus d diminue et moins les déviations de S_t sont importantes. Par conséquent, toutes choses étant égales, la propagation d'une hausse de la persistance de cet effet conduit à un écart moins important entre les valeurs des états stationnaires déterministes et les moyennes stochastiques des variables endogènes du modèle.

La dernière rangée du Tableau (A.4) et (A.5) montre clairement l'impact de la relation entre l'inflation tendancielle et la longueur de rigidité nominale des prix sur la variable de la dispersion des prix S_t . Nous pouvons constater que la persistance

de S_t croit plus vite quand on considère uniquement l'inflation tendancielle positive, néanmoins, cette hausse est plus modérée et tend à baisser lorsque la longueur de la rigidité nominale des prix est prise en compte.

3.3 L'effet de la fréquence de changement de prix sur la volatilité et la persistance

Le Tableau (A.2) montre que les écarts-types de toutes les variables augmentent avec une hausse du taux d'inflation tendanciel sauf les balances réelles. Cette hausse s'accroît quand l'inflation tendancielle passe de 4% à 8%. Par contre, la hausse des écarts-types s'affaiblit et l'écart entre eux devient même négatif quand on prend en considération la relation entre l'inflation tendancielle et la longueur de rigidité nominale des prix tel qu'indiqué dans le Tableau (A.3).

Le mécanisme qui provoque cette hausse est le même que celui responsable de l'augmentation de l'écart entre les valeurs des états stationnaires et les moyennes stochastiques présenté dans la section précédente. Les fluctuations dans la propagation de S_t (dispersion des prix) deviennent de plus en plus persistantes (moins persistantes quand d diminue) sous une augmentation du taux d'inflation tendancielle ce qui conduit à une hausse de la variance inconditionnelle de la majorité des variables. Cependant, cette hausse de persistance dans la dispersion des prix S_t décroît avec l'introduction de la relation endogène entre l'inflation tendancielle et la fréquence de changement des prix. Cette relation va entraîner une résistance à cette dispersion, en réalité, nous allons avoir deux effets contradictoires, d'une part une hausse de l'inflation tendancielle (via π_t^θ) et d'autre part une augmentation de la fréquence de changement des prix (via la diminution de d) qui poussera de plus en plus la dispersion des prix S_t à se rétracter proportionnellement au niveau de la hausse du taux de l'inflation tendanciel.

Le Tableau (A.4) expose les autocorrélations d'ordre 1, 2 et 3, il révèle que la persistance des variables augmente avec la hausse du taux d'inflation tendanciel. Toutefois, cette augmentation décline avec l'endogénéisation de la longueur de la rigidité

nominale des prix. On remarque une baisse de cette persistance au fur et à mesure que le taux d'inflation augmente (Tableau (A.5)). Une fois de plus le mécanisme est pratiquement le même que celui exploré dans le paragraphe précédent. Les fluctuations sur S_t sont plus persistantes avec un taux d'inflation tendanciel élevé, cette persistance devient de plus en plus forte et conduit à des fluctuations dans la majorité des variables macroéconomiques. L'inclusion de la relation entre l'inflation tendancielle et la longueur de la rigidité nominale des prix implique que plus l'inflation tendancielle augmente, et plus la persistance sur les fluctuations sur S_t diminue jusqu'à ce qu'on ait l'effet inverse (Tableau A.5).

Il faut signaler aussi la hausse imposante (plus que le double) de la persistance de l'inflation ainsi que sa très forte baisse avec l'introduction d'une relation entre l'inflation tendancielle et la fréquence de changement des prix. L'intuition derrière cet effet est la même que dans Amano, Ambler et Rebei (2007). La hausse de la persistance est attribuée à la restriction imposée aux firmes de garder leurs prix nominaux fixes pendant une certaine période du temps. Sous une inflation tendancielle faible, les firmes anticipent l'évolution de leurs profits en se basant sur l'évolution future de leurs coûts marginaux réels. Néanmoins, avec une inflation tendancielle qui augmente, les profits des firmes vont s'éroder tout au long de la période où leurs prix vont rester fixes. Ainsi, la politique de fixation des prix pratiquée par les firmes devient de plus en plus sensible aux mouvements dans l'inflation qu'aux mouvements dans les conditions économiques.

Les fluctuations de l'inflation auront un impact relatif plus important sur les prix optimaux fixés par les firmes qui sont autorisées à changer leurs prix, et par conséquent l'inflation devient de plus en plus persistante suite à un choc structurel.

Par contre, dans le cas où on considère la relation entre l'inflation tendancielle et la longueur de rigidité nominale des prix. La durée où les firmes conservent leurs prix inchangés devient de plus en plus courte avec une hausse de l'inflation tendancielle, et de fait, elles ont plus tendance à réajuster leurs prix et ainsi à anticiper la dégradation de leurs profits futurs. Par conséquent, l'impact des fluctuations de l'inflation est moins

important et décroît avec la hausse de l'inflation tendancielle, ce qui conduit à une persistante beaucoup moins élevée, et qui décroît avec l'augmentation du taux d'inflation tendanciel suite à un choc économique.

Les Figures (B.1) à (B.4) présentent la variabilité de la persistance des principales variables endogènes sous forme de sentiers de réponses suite à un choc monétaire et à un choc technologique. Nous pouvons constater le renversement de la perte subit par des variables réelles telles que la production, la consommation, où les heures réelles quand on passe à une relation entre l'inflation tendancielle (plus que 4%) et la longueur de rigidité nominale des prix. Elles montrent que la persistance de ces variables est altérée par l'inclusion de la relation entre l'inflation tendancielle et la fréquence de changement des prix tel que discuté plus haut.

3.4 Effet d'un arbitrage entre l'inflation et l'activité économique

Il s'agit d'évaluer le comportement de notre modèle en présence d'un arbitrage entre les variations qui touchent l'activité économique ou l'inflation. Bien qu'on ne dispose pas de valeurs issues d'études microéconomiques traitant du sujet, les valeurs de ρ_d choisi reflètent néanmoins le sens général d'arbitrage auquel y sont confrontées les firmes.

En effet, plusieurs études macroéconomiques citées plus haut telles que Ascari (2004) et Cogley et Sbordone (2008) ont essayé d'évaluer la sensibilité de l'inflation aux activités économiques à l'aide de la courbe de Phillips Néo-keynésienne en présence d'une inflation tendancielle positive. Les conclusions de ces études envoient à une diminution de la part de l'activité économique dans la NKPC, ainsi qu'à une hausse de la part de l'inflation.

Toutefois, ces conclusions souffrent d'un biais d'agrégation rapporté dans plusieurs études (Altissimo et al., 2006 et 2009, Clark, 2006 et Cagliarini et al., 2011). Ces études affirment que si nous tenons compte de l'hétérogénéité et du biais d'agrégation dans l'évaluation de la flexibilité des prix, et qu'on garde à l'esprit le lien entre la rigidité no-

minale des prix, la persistance de l'inflation et la sensibilité à l'activité économique, nous pouvons facilement déduire que la faible réponse aux variations de l'activité économique n'est pas universelle. Imbs et al. (2007) montrent en utilisant des données sectorielles françaises sur les prix et sur les coûts marginaux que l'hypothèse d'homogénéité entre les secteurs lorsque l'hétérogénéité est « vraie » conduit à une sous-estimation du rôle des coûts marginaux (ou d'output gap) dans la fixation des prix. Aussi, Bryan et Meyer (2010) révèlent qu'il pourrait exister un lien empirique entre la flexibilité des prix et la sensibilité à l'activité économique.

Les Taleaux (A.6) et (A.7) présentent l'évolution des états stationnaires et des moyennes stochastiques en pourcentage des principales variables du modèle, et pour des valeurs de ρ_d égales à 50, 100 et 150. Il nous montre une décélération progressive de la perte subie par les variables lorsqu'on passe d'un taux d'inflation tendanciel de 4% à 8% et aussi lorsque le poids de la sensibilité à l'inflation passe de 50 à 150. Le mécanisme derrière cette diminution est l'amplification de la fréquence de changement des prix stimulée par un poids plus important accordé à l'inflation dans le processus de décision des firmes, ce qui implique une baisse considérable dans les fluctuations de la variable responsable de la dispersion des prix qui tend vers une annulation de cette dispersion entre les firmes.

3.5 Étude de sensibilité

Dans cette section, nous allons procéder à une étude de sensibilité sur les paramètres qui affecte le plus les conditions d'équilibre de notre modèle, en l'occurrence l'élasticité de substitution entre les biens intermédiaires θ et l'élasticité de substitution entre la consommation et la balance réelles σ .

Tout d'abord, nous avons présenté des résultats pour des valeurs d'inflation tendancielle comprise entre 0% et 8%. La raison est, qu'au-delà de 8%, notre modèle est incapable de converger vers son état stationnaire dû à la possibilité d'équilibres dy-

namiques multiples «indeterminacy»¹Cette situation se produit lorsque le nombre de racines stables du système dépasse le nombre de variables prédéterminées. Il y a une infinité de sentiers dynamiques qui mènent à l'état stationnaire. Notre programme Dynare le mentionne par un message d'erreur indiquant que les conditions de Blanchard et Kahn ne sont pas satisfaites. Concrètement, l'existence de plusieurs points d'équilibre à partir d'un taux d'inflation supérieur à 8% implique d'une part que la propagation des chocs fondamentaux du modèle (choc monétaire et technologique) n'est pas uniquement déterminée. D'autre part, les chocs aléatoires «sunspot shocks» pourraient influencer les conditions d'équilibre et induire à des fluctuations dans le cycle économique absentes lorsque le modèle a un seul point d'équilibre².

Ensuite, nous avons expérimenté pour une valeur de $\sigma = 0.06$ tel qu'estimé par Amano et Shukayev (2009)³. Les résultats sont identiques à ceux présentés plus haut pour la majorité des variables, cependant, à l'exception d'une baisse supérieure à 50% des balances réelles, nous avons remarqué une légère différence au niveau des états stationnaires de la production, de la consommation et de l'investissement réel d'environ 1.38%, et d'environ 1.50% au niveau des moyennes stochastiques. Par contre, les mouvements structureaux des variables ne sont pas affectés en présence d'un taux d'inflation tendanciel positif et d'une relation entre ce dernier et la rigidité nominale des prix.

Enfin, nous avons considéré une valeur élevée pour l'élasticité de substitution entre les biens intermédiaires $\theta = 10$. La calibration de ce paramètre est très importante puisqu'il affecte directement le calcul des états stationnaires des variables ainsi que d'autres grandeurs. En effet, une valeur de $\theta = 10$ amplifie les valeurs des états stationnaires (et

1. Ascari et Rossi (2009) affirment que la région dont laquelle un modèle d'équilibre général possède un seul point d'équilibre se réduit d'avantage avec un taux d'inflation tendanciel sous un modèle à la Calvo que sous un modèle à la Rotemberg.

2. Dans les modèles DSGE, l'existence de plusieurs points d'équilibre est amplifiée par une politique monétaire accommodante (King, 2000 et Woodford, 2003).

3. Ball (2001) trouve une valeur égale à 0.05 en utilisant des données américaines d'après-guerre.

des moyennes stochastiques) des principales variables. De ce fait, on constate un gain à hauteur de 4.09% (4.90%), 3.34% (3.20%) et 7.06% (6.81%) respectivement au niveau de la production, la consommation, et l'investissement réel. Par contre, la persistance et la perte relative en présence d'une relation entre la rigidité nominale des prix et l'inflation tendancielle des variables ne sont affectées que partiellement. Une élasticité de substitution élevée entre les biens intermédiaires implique une hausse de l'inefficacité de l'allocation des ressources dues à une dispersion des prix accrue touchant la demande relative de différents biens intermédiaires. Cette dispersion des prix est accompagnée d'une diminution du rendement marginale de chaque bien intermédiaire entrant dans la production du bien final. En revanche, l'existence d'une relation entre la rigidité nominale et l'inflation tendancielle freine la hausse de cette dispersion puisqu'elle diminue de 0.7% quand on passe de 6 à 8%, toute chose étant égale, l'inefficacité de l'allocation des ressources augmente beaucoup moins qu'avant.

Ces résultats suggèrent que l'impact d'une hausse de l'élasticité de substitution des différents biens intermédiaires est mieux absorbé lorsqu'on considère une relation entre l'inflation tendancielle et la rigidité nominale des prix grâce notamment à son contreponds au niveau de l'équation qui détermine le niveau de la dispersion des prix.

CONCLUSION

Ce mémoire s'est proposé d'évaluer les effets macroéconomiques d'une relation entre l'inflation tendancielle et la longueur de rigidité nominale des prix dans un cadre néo-keynésien. Ce travail est motivé tout d'abord par le rôle important joué par l'inflation tendancielle dans la dynamique de certaines variables macroéconomiques via la nouvelle courbe de Phillips néo-keynésienne, ensuite par l'influence qu'elle pourrait avoir sur la politique monétaire, et enfin par les faits empiriques qui suggèrent un lien entre l'inflation tendancielle et la rigidité nominales des prix. L'objectif étant de montrer qu'une endogénéisation de cette relation peut contrebalancer l'effet d'un taux d'inflation tendanciel positif.

Pour y parvenir, nous avons examiné en premier lieu un modèle d'équilibre général dynamique et stochastique (DSGE) avec une rigidité nominale des prix à la Calvo inspiré de l'article d'Amano, Ambler et Rebei (2007). Ensuite, nous avons intégré dans ce modèle une relation endogène simple entre l'inflation tendancielle et la longueur de rigidité nominale des prix qui respecte les principes de Romer(1990). Enfin, nous avons simulé notre modèle pour un taux d'inflation tendanciel de 4%, 6% et 8% sans l'incorporation de cette relation fonctionnelle et en l'incorporant. La simulation a été effectuée avec le programme Dynare en calculant une approximation de deuxième ordre sur nos conditions d'équilibre du modèle pour capter l'impact des chocs stochastiques sur les moyennes stochastiques des variables endogènes telles que montrées par Scmitt-Grohe et Uribe (2004).

Suite aux résultats trouvés, nous pouvons tirer quelques conclusions sur l'impact de l'introduction d'une relation entre l'inflation tendancielle et la rigidité nominale des prix. Comme il a été déjà exposé par plusieurs études, l'effet d'une inflation tendancielle est bien documenté, à savoir, une perte partielle au niveau des principales variables ma-

croéconomiques dépendamment du degré de l'inflation tendancielle. Cependant, l'ajout d'une relation négative entre l'inflation tendancielle et la longueur de la rigidité des prix nominale par le biais de la probabilité Calvo engendre un conflit opposé entre deux effets. D'une part un effet qui pousse les variables endogènes du modèle vers le bas (inflation tendancielle) et un effet opposé occasionné par la hausse de la fréquence de changement des prix des firmes à partir d'un taux d'inflation tendanciel supérieur à 6%. Ainsi, nous avons noté une baisse de cette perte qui passe de 7.65%, 7.86% et 5.44% pour la production, la consommation, et les salaires réels avec un taux d'inflation tendanciel de 8% et sans inclure l'effet de cette inflation tendancielle sur la fréquence des prix, à 2.99%, 2.45% et 0.6% avec l'effet de cette inflation tendancielle sur la fréquence de changement des prix. Ce qui nous incite à conclure que sous un modèle qui intègre une relation entre l'inflation tendancielle et la longueur de rigidité nominale des prix, la perte observée de plusieurs variables endogènes tend à s'estomper avec la hausse du taux de l'inflation tendanciel.

Notre étude pourrait être améliorée en considérant plusieurs voies prometteuses. Tout d'abord, l'introduction de rigidités réelles (des stratégies complémentaires), ensuite le constat d'une inversion de la perte pour certaines variables nous pousse à inclure une règle à la Taylor qui cible le niveau général des prix, et finalement une estimation du modèle DSGE en y intégrant une relation entre l'inflation tendancielle et la fréquence de changement des prix.

APPENDICE A

TABLEAUX

Tableau A.1 Définition des paramètres

Paramètres	Description
Préférences	
β	taux d'escompte des ménages
σ	élasticité de substitution entre la consommation et les balances réelles
η	paramètre conditionnant le loisir
Technologie	
α	poids accordé au travail dans la fonction de production
θ	élasticité de substitution entre les différents biens intermédiaires
δ	taux de dépréciation du capital
φ	paramètre positif contrôlant le poids des coûts d'ajustement du capital
Ajustement des prix	
d	probabilité de non-réajustement des prix par les firmes
Coef. de la Règle de Taylor	
ρ_R	degré de smoothing du taux d'intérêt nominal
ρ_π	degré de réaction du taux d'intérêt nominal aux déviations de l'inflation
ρ_y	degré de réaction du taux d'intérêt nominal à l'écart de production
Processus Stochastiques	
ρ_b	degré de réaction à la demande de monnaie passée
ρ_A	degré de réaction au niveau technologique passé
σ_{ϵ_b}	écart-type du choc de demande monétaire
σ_{ϵ_A}	écart-type du choc technologique
σ_{ϵ_R}	écart-type du choc monétaire

Variables	$\pi = 1.00^{1/4}$ $d = 0.75$			$\pi = 1.04^{1/4}$ $d = 0.75$			$\pi = 1.06^{1/4}$ $d = 0.75$			$\pi = 1.08^{1/4}$ $d = 0.75$		
	État stat.	Moyennes	É-Types	État stat.	Moyennes	É-Types	État stat.	Moyennes	É-Types	État stat.	Moyennes	É-Types
y_t	0.9098	0.9028	0.0181	0.8921	0.8830	0.0211	0.8753	0.8639	0.0228	0.8402	0.8172	0.0245
c_t	0.7226	0.7178	0.0130	0.7082	0.7018	0.0147	0.6945	0.6862	0.0155	0.6658	0.6479	0.0163
m_t	2.2093	2.2233	0.2372	1.8867	1.8788	0.1597	1.7628	1.7465	0.1424	1.6114	1.5610	0.1272
i_t	0.1871	0.1849	0.0052	0.1838	0.1812	0.0065	0.1807	0.1777	0.0073	0.1743	0.1693	0.0083
h_t	0.3222	0.3209	0.0096	0.3190	0.3175	0.0119	0.3179	0.3164	0.0134	0.3173	0.3160	0.0154
w_t	1.6554	1.6420	0.0381	1.6427	1.6256	0.0469	1.6208	1.5997	0.0515	1.5663	1.5253	0.0566
ψ_t	0.8750	0.8703	0.0286	0.8705	0.8644	0.0353	0.8627	0.8552	0.0391	0.8432	0.8283	0.0435
R_t	1.0115	1.0120	0.0042	1.0202	1.0208	0.0053	1.0246	1.0254	0.0059	1.0300	1.0317	0.0067
π_t	1.0014	1.0019	0.0040	1.0100	1.0107	0.0032	1.0144	1.0153	0.0028	1.0197	1.0214	0.0022
S_t	1.0001	1.0010	0.0003	1.0071	1.0093	0.0024	1.0184	1.0224	0.0041	1.0472	1.0624	0.0076

Tableau A.2 États Stationnaires, Moyennes Stochastiques et Écart-types

Variables	$\pi = 1.04^{1/4}$ $d = 0.74$			$\pi = 1.06^{1/4}$ $d = 0.69$			$\pi = 1.08^{1/4}$ $d = 0.47$		
	État stat.	Moyennes	Écart-Types	État stat.	Moyennes	Écart-Types	État stat.	Moyennes	Écart-Types
y_t	0.8924	0.8836	0.0203	0.8818	0.8735	0.0175	0.8826	0.8801	0.0056
c_t	0.7085	0.7023	0.0141	0.7001	0.6941	0.0121	0.7010	0.6992	0.0039
m_t	1.8852	1.8768	0.1537	1.7640	1.7506	0.1096	1.6741	1.6688	0.0293
i_t	0.1839	0.1813	0.0062	0.1817	0.1794	0.0054	0.1816	0.1808	0.0017
h_t	0.3189	0.3175	0.0115	0.3171	0.3158	0.0103	0.3144	0.3140	0.0037
w_t	1.6435	1.6269	0.0452	1.6339	1.6183	0.0399	1.6465	1.6416	0.0139
ψ_t	0.8708	0.8649	0.0341	0.8674	0.8618	0.0303	0.8719	0.8702	0.0107
R_t	1.0203	1.0209	0.0051	1.0254	1.0260	0.0047	1.0317	1.0319	0.0016
π_t	1.0101	1.0108	0.0033	1.0151	1.0158	0.0037	1.0214	1.0216	0.0066
S_t	1.0067	1.0087	0.0027	1.0109	1.0130	0.0032	1.0040	1.0047	0.0016

Tableau A.3 États Stationnaires, Moyennes Stochastiques et Écart-Types

Variables	$\pi = 1.00^{1/4}$ $d = 0.75$			$\pi = 1.04^{1/4}$ $d = 0.75$			$\pi = 1.06^{1/4}$ $d = 0.75$			$\pi = 1.08^{1/4}$ $d = 0.75$		
	Autoc.1	Autoc.2	Autoc.3	Autoc.1	Autoc.2	Autoc.3	Autoc.1	Autoc.2	Autoc.3	Autoc.1	Autoc.2	Autoc.3
y_t	0.4296	0.1700	0.0807	0.4234	0.1752	0.0750	0.4304	0.1800	0.0728	0.4483	0.1909	0.0726
c_t	0.4425	0.1849	0.0967	0.4337	0.1892	0.0865	0.4386	0.1918	0.1533	0.4525	0.1976	0.0808
m_t	0.4312	0.1627	0.0722	0.4238	0.1732	0.0716	0.4322	0.1812	0.0731	0.4527	0.1964	0.0777
i_t	0.4027	0.1405	0.0492	0.4060	0.1517	0.0486	0.4184	0.1624	0.0522	0.4445	0.1842	0.0637
h_t	0.4169	0.1513	0.0593	0.4435	0.1981	0.0934	0.4695	0.2287	0.1188	0.5098	0.2739	0.1587
w_t	0.4301	0.1720	0.0823	0.4427	0.1998	0.0985	0.4589	0.2171	0.1100	0.4847	0.2409	0.1258
ψ_t	0.4154	0.1505	0.0589	0.4314	0.1832	0.0794	0.4500	0.2036	0.0940	0.4790	0.2318	0.1145
R_t	0.4293	0.1588	0.0679	0.4214	0.1690	0.0666	0.4307	0.1784	0.0694	0.4540	0.1976	0.0783
π_t	0.1737	0.1071	0.0279	0.3152	0.1470	0.0599	0.3960	0.1866	0.0873	0.5034	0.2626	0.1449
S_t	0.8401	0.6759	0.5210	0.9044	0.7741	0.6428	0.9316	0.8250	0.7121	0.9601	0.8878	0.8055

Tableau A.4 Autocorrélations : ordre 1, 2 et 3.

Variables	$\pi = 1.04^{1/4}$ $d = 0.74$			$\pi = 1.06^{1/4}$ $d = 0.69$			$\pi = 1.08^{1/4}$ $d = 0.46$		
	Autoc.1	Autoc.2	Autoc.3	Autoc.1	Autoc.2	Autoc.3	Autoc.1	Autoc.2	Autoc.3
y_t	0.4174	0.1691	0.0711	0.3826	0.1349	0.0450	0.4034	0.0449	0.0203
c_t	0.4278	0.1830	0.0865	0.3919	0.1471	0.0586	0.4228	0.0595	0.0359
m_t	0.4182	0.1672	0.0678	0.3864	0.1366	0.0452	0.4288	0.0423	0.0178
i_t	0.3997	0.1455	0.0448	0.3675	0.1150	0.0228	0.3637	0.0210	0.0060
h_t	0.4380	0.1923	0.0894	0.4254	0.1841	0.0866	0.4247	0.0888	0.0369
w_t	0.4369	0.1939	0.0945	0.4136	0.1729	0.0801	0.4194	0.0830	0.0418
ψ_t	0.4258	0.1775	0.0757	0.4061	0.1612	0.0659	0.4123	0.0716	0.0271
R_t	0.4158	0.1631	0.0628	0.3852	0.1336	0.0413	0.4321	0.0358	0.0108
π_t	0.3010	0.1405	0.0559	0.3891	0.1302	0.0512	0.0222	0.0615	0.0013
S_t	0.8974	0.7615	0.6263	0.8822	0.7323	0.5884	0.5902	0.3674	0.2046

Tableau A.5 Autocorrélations : ordre 1, 2 et 3.

Variables	$\pi = 1.04^{1/4}$			$\pi = 1.06^{1/4}$			$\pi = 1.08^{1/4}$		
	50	100	150	50	100	150	50	100	150
ρ_d									
y_t	1.95%	1.91%	1.75%	3.75%	3.08%	2.09%	7.03%	2.99%	2.58%
c_t	1.43%	1.41%	1.21%	3.30%	2.57%	1.53%	6.69%	2.45%	2.05%
i_t	1.76%	1.71%	1.66%	3.37%	2.89%	2.08%	6.31%	2.94%	2.62%
h_t	1.00%	1.02%	1.15%	1.37%	1.58%	1.99%	1.61%	2.42%	2.58%
w_t	0.82%	0.78%	0.57%	2.09%	1.36%	0.17%	4.82%	0.6%	0.0078%

Tableau A.6 Évolution de la perte des états stationnaires en fonction de la sensibilité

Variables	$\pi = 1.04^{1/4}$			$\pi = 1.06^{1/4}$			$\pi = 1.08^{1/4}$		
	50	100	150	50	100	150	50	100	150
ρ_d									
y_t	2.18%	2.13%	1.77%	4.23%	3.89%	1.37%	8.33%	2.51%	1.83%
c_t	2.23%	2.16%	1.81%	4.33%	3.30%	1.46%	8.53%	2.59%	1.92%
i_t	2.00%	1.95%	1.62%	3.84%	2.97%	0.97%	7.46%	2.22%	1.41%
h_t	1.06%	1.06%	1.12%	1.43%	1.59%	1.59%	1.65%	2.15%	2.18%
w_t	0.99%	0.92%	0.52%	2.50%	1.44%	-0.65%	6.00%	0.0024%	-0.80%

Tableau A.7 Évolution de la perte des moyennes stochastiques en fonction de la sensibilité

APPENDICE B

FIGURES

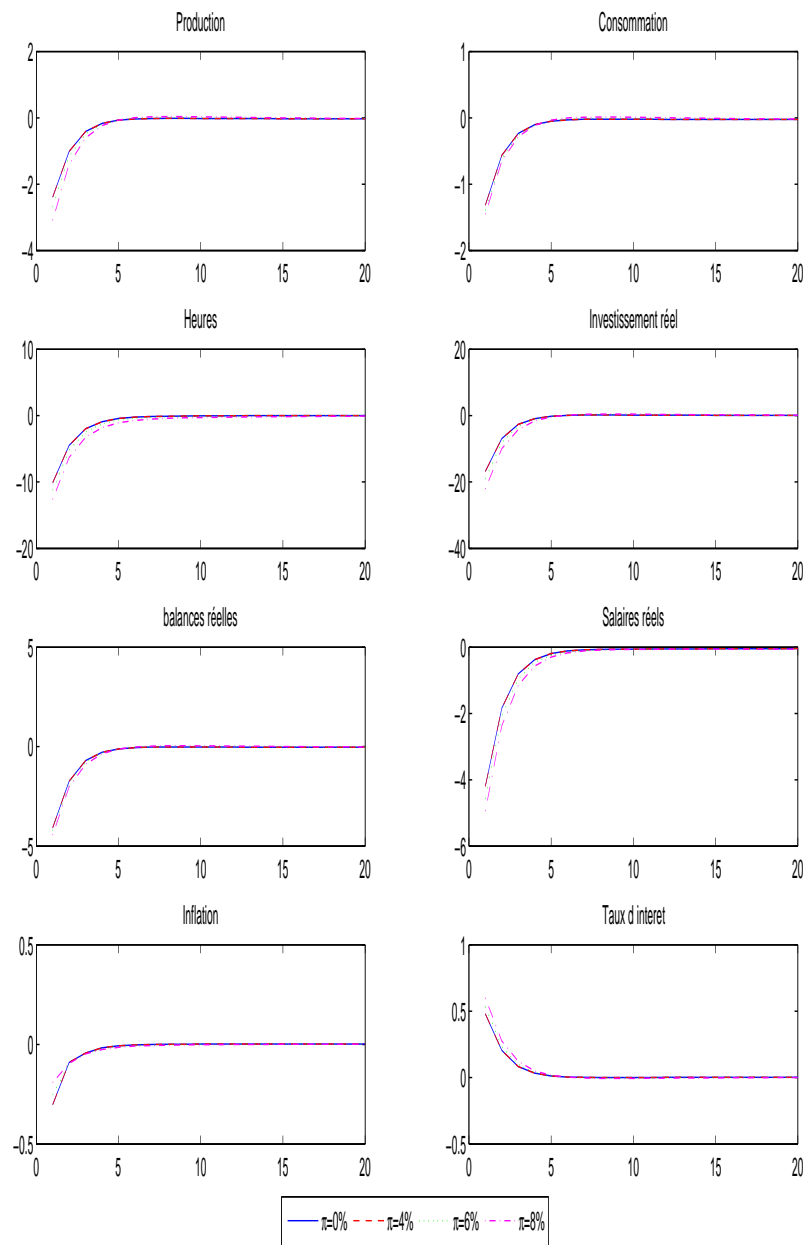


Figure B.1 Choc monétaire avec d constant

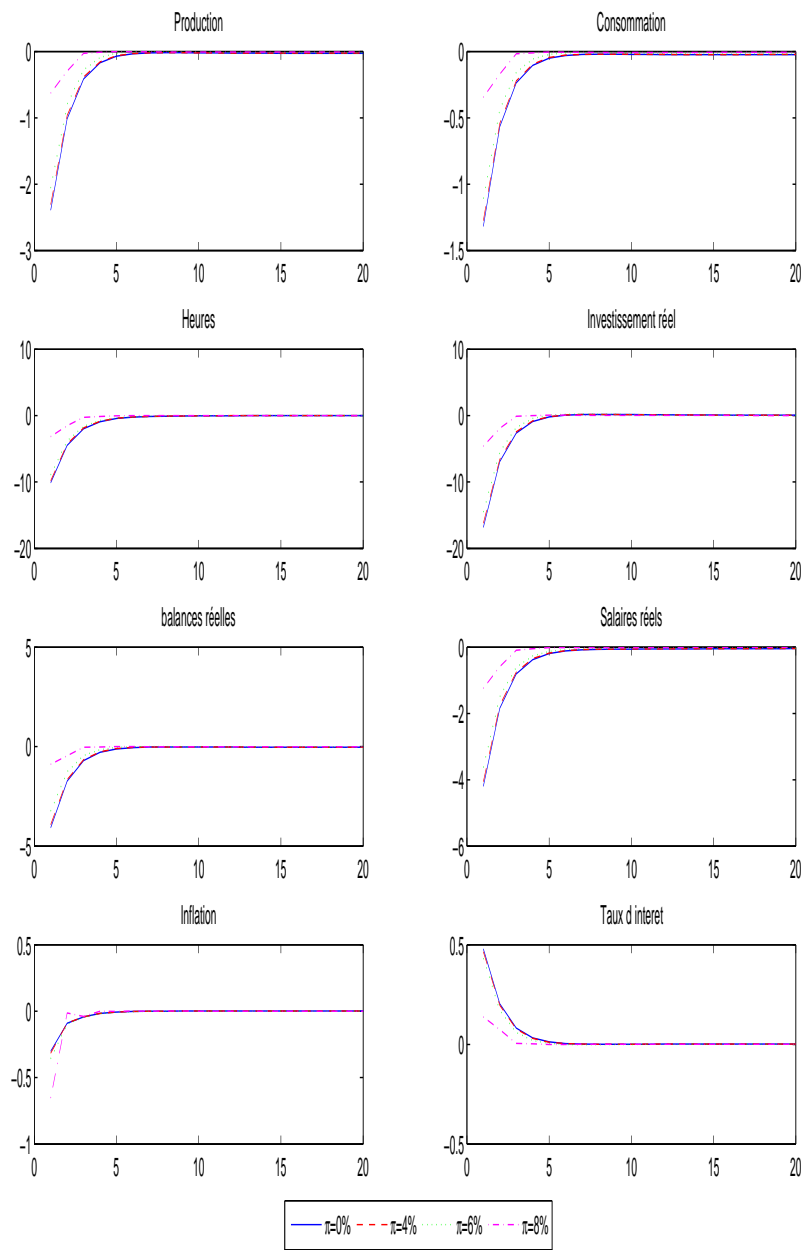


Figure B.2 Choc monétaire avec d variable

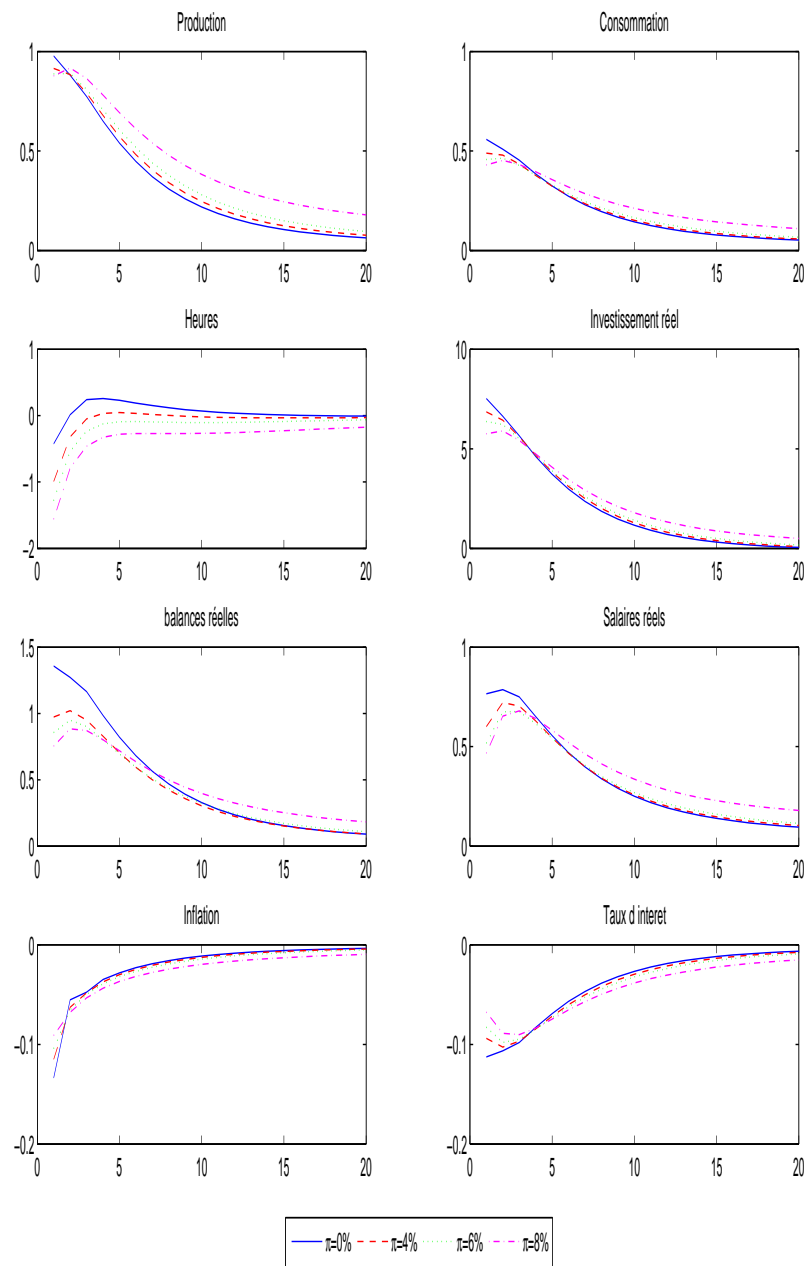


Figure B.3 Choc technologique avec d constant

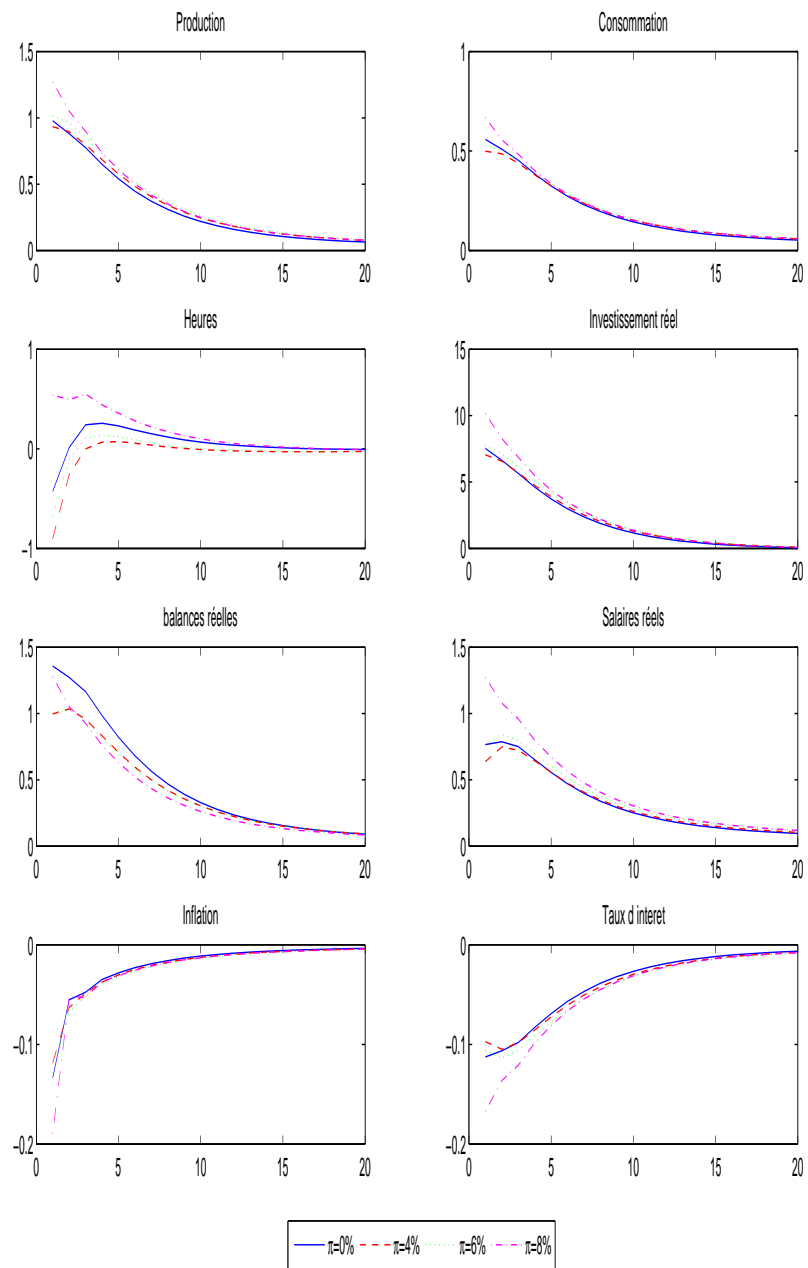


Figure B.4 Choc technologique avec d variable

BIBLIOGRAPHIE

- Adjemian, S. et al., 2013. « Dynare Manual : Version 4.3.3 » *CEPREMAP. Disponible à : <http://www.dynare.org/wp-repo/dynarewp001.pdf>*
- Altissimo, F., M. Ehermann et F. Smets, 2006. « Inflation Persistence and Price Setting in the Euro Area, A Summary of the IPN Evidence. » *ECB Occasional Paper No 46*.
- Altissimo, F., B., Mojon et P. Zaffaroni, 2009. « Can aggregation explain the persistence of inflation ? » *Journal of Monetary Economics Vol. 56(2)* pp. 231-241.
- Álvarez, L.J. et I. Hernando, 2007. « Competition and Price Adjustment in the Euro Area, in Pricing Decisions in the Euro Area : How Firms Set Prices and Why, (Fabiani, Silvia, Claire Loupias, Fernando Martins and Roberto Sabbatini (eds)). » *Oxford University Press*.
- Álvarez, L. J. et I. Hernando, 2005. « Price Setting Behaviour in Spain. Evidence from Consumer Price Micro-data. » *Economic Modelling*. pp.699-716.
- Álvarez, L.J. et I. Hernando, 2004. « Price setting behaviour in Spain. Stylised facts using consumer price micro data. » *Banco de España, Working Paper N°0422*.
- Amano, R. et S. Ambler, 2008, « Inflation Targeting, Price-Level Targeting and the Zero Lower Bound. » *Unpublished*.
- Amano, R., S. Ambler et N. Rebei, 2007. « The Macroeconomic Effects of Non-Zero Trend Inflation. » *Journal of Money, Credit and Banking, Vol. 39, No.7*.
- Amano, R. et M. Shukayev, 2009. « Risk Premium Shocks and the Zero Bound on Nominal Interest Rates. » *Working Papers 09-27, Bank of Canada*.
- Ambler, S., A. Dib et N. Rebei, 2004. « Optimal Taylor Rules in an Estimated Model of a Small Open Economy » *Working Papers 04-36, Bank of Canada*.
- Ambler, S., A. Guay et L. Phaneuf, 2012. « Endogenous business cycle propagation and the persistence problem : The role of labor-market frictions. » *Journal of Economic Dynamics and Control Vol.36* pp.47-62.
- Ascari, G., 2004. « Staggered prices and trend inflation : Some nuisances. » *Review of Economic Dynamics Vol.7* pp.642-667.

- Ascari, G. et T. Ropele, 2007. « Optimal Monetary Policy under low Trend Inflation. » *Journal of Monetary Economics* Vol.54 pp.2568–2583.
- Aucremanne, L. et D. Cornille, 2001. « Attractive Prices and Euro-rounding Effects on Inflation. » *NBB Working Paper No. 17*.
- Aucremanne, L. et E. Dhyne, 2005. « Time-dependent Versus State-Dependent Pricing : a Panel Data Approach to the Determinants of Belgian Consumer Price Changes. » *European Central Bank Working Paper No. 462*.
- Bai, J. et S. Ng, 2004. « A panic attack on unit roots and cointegration. » *Econometrica* 72(4) pp 1127-1177.
- Bakhshi, H., P. Burriel-Llombart, H. Khan et B. Rudolf, 2003. « Endogenous Price Stickiness, Trend Inflation, and the New Keynesian Phillips Curve. » *Bank of England Working Paper No. 191*.
- Barro, R., 1972. « A Theory of Monopolistic Price Adjustment. » *Review of Economic Studies* pp 17-26.
- Bénabou, R., 1989. « Optimal Search Dynamics and Speculation with a Storable Good. » *Econometrica* Vol.57 No. 1 pp 41-81.
- Blinder, A., E. Canetti, D. Lebow et J. Rudd, 1998. « Asking About Prices : A New Approach to Understanding Price Stickiness. » *New York : Russell Sage Foundation*.
- Bryan, M.F. et B. Meyer 2010. « Are some prices in the CPI more Forward Looking than Others ? We think so. » *Federal Reserve Bank of Cleveland, Economic Commentary 2010-2*.
- Calvo, G., 1983. « Staggered Prices in a Utility-Maximizing Environment. » *Journal of Monetary Economics* 12 pp 383-98.
- Cagliarini, A., T. Robinson et A. Tran, 2011. « Reconciling microeconomic and macroeconomic estimates of price stickiness. » *Journal of macroeconomics, Vol.33(1)* pp 102-120.
- Carvalho, C., 2008. « Heterogeneity in Price Stickiness and the Real Effects of Monetary Shocks. » *Frontiers of Macroeconomics : Vol. 2 : Issue 1, Article 1*.
- Castelnuovo, E., 2006. « Monetary policy switch, the Taylor curve, and the Great Moderation. » *Journal of Economic Literature, January 2006*.
- Cecchetti, S.G., 1986. « The Frequency of Price Adjustment : A Study of the Newsstand Prices of Magazines. » *Journal of Econometrics* pp 255-74.
- Chari, V.V., P.J Kehoe et E.R. McGrattan, 2000. « Sticky prices models of the business cycle : Can the contract multiplier solve the persistence problem ? » *Econometrica* 68 (5) pp 1151-1180.

- Christiano, L., M. Eichenbaum et C. Evans, 2005. « Nominal Rigidities and the Dynamic Effects of a Shock to Monetary Policy. » *Journal of Political Economy* 113(1) pp 1-45.
- Clarida, R., J. Galí et M. Gertler, 1999. « The Science of Monetary Policy : A New Keynesian Perspective. » *Journal of Economic Literature* 37(4) pp 1661-1707.
- Clark, Todd E. 2006. « Disaggregate evidence on the persistence of consumer price inflation. » *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 21(5) pp 563-589.
- Coibion, O. et Y. Gorodnichenko, 2011. « Monetary Policy, Trend Inflation, and the Great Moderation : An Alternative Interpretation. » *American Economic Review*, Vol. 101(1) pp 341-70.
- Danziger, L., 1983. « Price Adjustment with Stochastic Inflation. » *International Economic Review* pp 699-707.
- Dhyne, E., J. Konieczny, F. Rumler et P. Sevestre, 2009. « Price Rigidity in the Euro Area : An Assessment. » *Economic Paper 380, May 2009, European Commission*.
- Eichenbaum, M. et J. Fisher, 2005. « Evaluating Calvo-Style Sticky Price Models. » *Federal Reserve Bank of Chicago. Unpublished manuscript*.
- Fabiani, S., M. Druant, I. Hernando, C. Kwapil, B. Landau, C. Loupias, F. Martins, T.Y. Matha, R. Sabbatini, H. Stahl et A.C.J Stokman, 2005. « The Pricing Behaviour of Firms in the Euro Area : New Survey Evidence. » *European Central Bank Working Paper, No. 535*.
- Fisher, T. et J. Konieczny, 2000. « Synchronization of Price Changes by Multiproduct Firms : Evidence from Canadian Newspaper Prices. » *Economics Letters* pp 271-277.
- Flotho, S., 2009. « DSGE Models - solution strategies. » *IFAW-WT, Albert-Ludwigs-University Freiburg*.
- Fougère, D., H. Le Bihan et P. Sevestre, 2005. « Heterogeneity in Consumer Price Stickiness : A Microeconomic Investigation. » *European Central Bank Working Paper No. 536*.
- Gagnon, E., 2009. « Price Setting During Low and High Inflation : Evidence from Mexico. » *The Quarterly Journal of Economics, MIT Press, vol. 124(3)* pp 1221-1263.
- Galí, J. et M. Gertler, 1999. « Inflation Dynamics : A structural econometrics analysis. » *Journal of Monetary Economics* 44 pp 195-220.
- Golosov, M. et R.E. Lucas, 2007. « Menu Costs and Phillips Curves. » *Journal of Political Economy*, 115(2) pp 171-199.

- Goodfriend, M. et R. King, 1997. « The New Neoclassical Synthesis and the Role of Monetary Policy. » *NBER Macroeconomics Annual 1997, Vol. 12* pp 231-296.
- Henry, O.T. et K. Shields, 2004. « Is there a unit root in inflation ? » *Journal of Macroeconomics 26(3)* pp 481-500.
- Hornstein, A. et A.L. Wolman, 2005. « Trend Inflation, Firm-Specific Capital, and Sticky Prices. » *Federal Reserve Bank of Richmond Economic Quarterly Volume 91/4 Fall 2005*.
- Imbs, J., E. Jondeau et F. Pelgrin, 2007. « Aggregating Phillips curves. » *ECB Working Paper No. 785*.
- Kashyap, A. K., 1995. « Sticky Prices : New Evidence from Retail Catalogs. » *Quarterly Journal of Economics* pp 245-74.
- Kim, C.J., P. Manopimoke et C.R. Nelson, 2012. « Trend Inflation and the Nature of Structural Breaks in the New Keynesian Phillips Curve. » *Journal of Money, Credit and Banking, forthcoming*.
- Klenow, P. et O. Kryvtsov, 2008. « State-Dependent or Time-Dependent Pricing : Does It Matter for Recent U.S. Inflation ? » *the Quarterly Journal of Economics* pp 863-904.
- Konieczny, J. D., 1993. « Variable Price Adjustment Costs. » *Economic Inquiry* pp 488-98.
- Konieczny, J. D. et A. Skrzypacz, 2005. « Inflation and Price Setting in a Natural Experiment. » *Journal of Monetary Economics Vol. 53* pp 621-632.
- Ireland, P., 2003. « Endogenous money or sticky prices ? » *Journal of Monetary Economics, Elsevier, vol. 50(8), November* pp 1623-1648.
- Ireland, P., 2007. « Changes in the Federal Reserve's Inflation Target : Causes and Consequences. » *Journal of Money, Credit, and Banking 39(8)* pp 1851-1882.
- Levin, A., F. Natalucci et J. Piger, 2003. « The Macroeconomic Effects of Inflation Targeting. » *Federal Reserve Bank of St. Louis Review 86* pp 51-80.
- Levy, D., L. Dongwon, A.C. Haipeng, R.J. Kauffman et M. Bergen, 2011. « Price Points and Price Rigidity » *The Review of Economics and Statistics Vol. 93, No. 4* pp 1417-1431.
- Mankiw, G. N. et R. Reis, 2002. « Sticky Information Versus Sticky Prices : A Proposal to Replace the New Keynesian Phillips Curve. » *Quarterly Journal of Economics, 117 (2002)* pp 1295-1328.
- Mankiw, G.N. et R. Reis, 2006. « Pervasive Stickiness. » *American Economic Review, Papers and Proceedings* pp 164-69.

- Nakamura, E. et J. Steinsson, 2008. « Five Facts About Prices : A Reevaluation of Menu Cost Models. » *the Quarterly Journal of Economics* November 2008, 123(4) pp 1415-1464.
- Nelson, E., 1998. « Sluggish Inflation and Optimizing Models of the Business Cycle. » *Journal of Monetary Economics*, 42 pp 303-322.
- Neri, S., 2004. « Agency costs or costly capital adjustment DSGE models? A Bayesian investigation. » *Bank of Italy*.
- Reis, R., 2006a. « Inattentive Consumers. » *Journal of Monetary Economics* pp 1761-800.
- Reis, R., 2006b. « Inattentive Producers. » *Review of Economic Studies* pp 793-821.
- Romer, D., 1990. « Staggered price setting with endogenous frequency of adjustment » *Economics Letters* 32 pp 205-210.
- Rotemberg, J.J. et M. Woodford, 1997. « An optimization-based econometric framework for the evaluation of monetary policy. » *In : Rotemberg, J.J., Bernanke, B.S. (Eds.), NBER Macroeconomics Annual 1997. MIT Press, Cambridge, MA.* pp 297-346.
- Rotemberg, J.J., 2005. « Customer Anger at Price Increases, Changes in the Frequency of Price Adjustment and Monetary Policy. » *Journal of Monetary Economics* pp 829-852.
- Rotemberg, J.J., 2006. « Fair Pricing, mimeo. » *Harvard University*.
- Sheshinski, E. et Y. Weiss, 1977. « Inflation and Costs of Price Adjustment. » *Review of Economic Studies* pp 287-303.
- Sheshinski, E. et Y. Weiss, 1983. « Optimum Pricing Policy and Stochastic Inflation. » *Review of Economic Studies* pp 513-29.
- Schmitt-Grohe, S. et M. Uribe, 2004. « Solving Dynamic General Equilibrium Models Using a Second-Order Approximation to the Policy Function. » *Journal of Economic Dynamic and Control* 28 pp 845-58.
- Schmitt-Grohe, S. et M. Uribe, 2005. « Optimal Fiscal and Monetary Policy in a Medium-Scale Macroeconomic Model, Expanded Version. » *National Bureau of Economic Research Working Paper No. 11417*.
- Taylor, J., 1980. « Aggregate Dynamics and Staggered Contracts. » *Journal of Political Economy* pp 1-23.
- Veronese, G., S. Fabiani, A. Gattulli et R. Sabbatini, 2005. « Consumer Price Behaviour In Italy : Evidence From Micro CPI Data. » *European Central Bank Working Paper, No. 449*.

Woodford, M., 2003. « The Taylor Rule and Optimal Monetary Policy. » *The American Economic Review*, Vol. 91, No. 2.