UNIVERSITÉ DU QUÉBEC À MONTRÉAL

EFFETS DU CHOC TECHNOLOGIQUE SPÉCIFIQUE À L'INVESTISSEMENT SUR LE COMPORTEMENT CYCLIQUE DE L'INFLATION

MÉMOIRE

PRÉSENTÉ

COMME EXIGENCE PARTIELLE

DE LA MAÎTRISE EN ÉCONOMIQUE

PAR

JUNIA BARREAU

Septembre 2014

REMERCIEMENTS

Au terme de ce travail, j'ai à cœur de souligner que j'ai une dette intellectuelle impayable envers M. Louis Phaneuf. Il m'a soutenue, éclairée, guidée et encadrée du début à la fin de mon parcours. C'est donc du fond du cœur que je lui adresse mes remerciements les plus chaleureux. Le professeur Louis Phaneuf ne forme pas uniquement les esprits, il cherche à rendre ses étudiants meilleurs. Je lui exprime toute ma gratitude.

Je tiens à remercier M. Alain Guay pour son soutien et son encadrement méthodologique. Son expertise en économétrie m'a été incontournable pour mener à bien cette recherche.

Mes remerciements vont également à M. Stéphane Pallage pour m'avoir encouragée à entreprendre ce cycle d'études à l'Université du Québec à Montréal.

Je ne saurais terminer sans souligner l'excellent support reçu du Département des sciences économiques.

Mme Martine Boisselle-Lessard, sa mémoire archivée est la garante de l'excellence des services aux étudiants. Elle aussi m'a soutenue et très bien guidée dans toutes mes démarches administratives. Je lui destine mes remerciements les plus affables.

Mme Josée Parenteau, Mme Francine Germain, Mme Julie Hudon, vous êtes le poumon de notre Département.

TABLE DES MATIÈRES

LISTE DES FIGURES vi

LISTE DES TABLEAUX vii

RÉSUMÉ viii

INTRODUCTION 1

CHAPITRE I
LES PRIX ET L'INFLATION AVANT ET DEPUIS LA GRANDE MODÉRATION 5

1.1 Volatilité et persistance des prix et de l'inflation 5

1.2 Comportement cyclique des prix et de l'inflation 7

1.3 Effet du choc technologique sur l'inflation 12

CHAPITRE II
LE CHOC TECHNOLOGIQUE SPÉCIFIQUE À L'INVESTISSEMENT 13

2.1 Cadre conceptuel 14

2.1.1 Les prédictions du modèle 15

2.2 Le choc technologique spécifique à l'investissement dans la variation du cycle 17

2.2.1 Le choix du prix réel de l'investissement 17

2.2.2 Résultats des recherches antérieures 19

CHAPITRE III
CADRE MÉTHODOLOGIQUE 23

3.1 Construction du système vectoriel autorégressif 23

3.1.1 Représentation vectorielle du SVAR 25

3.1.2 Décomposition de la variance et corrélation conditionnelles 31

3.2 Calcul des intervalles de confiance 32

3.3 Les données 34

3.3.1 Choix du prix réel de l'investissement 35

CHAPITRE IV
PRÉSENTATION ET ANALYSE DES RÉSULTATS 37

4.1 Les sentiers de réponse aux chocs techologiques 37

4.1.1 Impact sur le prix réel de l'investissement et la productivité moyenne du travail 38

4.1.2 Impact sur le PIB réel non-agricole et les heures per capita 39

4.1.3 Impact sur l'inflation et le déflateur du PIB réel non-agricole 43

4.2 Décomposition de la variance 46

4.2.1 Effet des chocs sur la variance du PIB réel 46

4.2.2 Effet des chocs sur la variance de l'inflation 47

4.2.3 Comparaison avec la décomposition de variance pour les heures en niveau 48

4.3 Analyse des corrélations 51

4.3.1 Persistance de l'inflation 52

4.3.2 Co-mouvement de l'inflation avec le cycle 54

CONCLUSION 58

ANNEXE A -
TESTS DE NON-STATIONNARITÉ ET DE COINTÉGRATION 63

ANNEXE B
RÉPONSES DES VARIABLES AU CHOC MONÉTAIRE 66

ANNEXE C
RÉSULTATS PARTIELS DU SVAR À QUATRE RETARDS FIXES 68

ANNEXE D
DÉCOMPOSITION DES VARIANCES : PRIX RÉEL DE L'INVESTISSEMENT,
HEURES PER CAPITA ET PRODUCTIVITÉ (HEURES EN DIFFÉRENCE) 71

ANNEXE E
DÉCOMPOSITION DES VARIANCES DU PIB ET DE L'INFLATION
(HEURES EN NIVEAU) 74

ANNEXE F
AUTO-CORRÉLATIONS CONDITIONNELLES DE L'INFLATION
AVEC LES INTERVALLES DE CONFIANCE 76

ANNEXE G
CORRÉLATIONS CROISÉES CONDITIONNELLES ENTRE LE PIB RÉEL
ET L'INFLATION AVEC LES INTERVALLES DE CONFIANCE 78

RÉFÉRENCES BIBLIOGRAPHIQUES 80

LISTE DES FIGURES

Figure		Page
1.1	Réponse de l’inflation à un choc technologique positif	12
2.1	Évolution du prix réel et de l’investissement en équipement	18
2.2	Comportement cyclique des prix réels d’équipement	18
2.3	Réponse de l'inflation aux deux chocs technologiques	22
3.1	Logarithme des prix réels d’équipement et de l’investissement total	36
4.1	Impact des chocs technologiques sur le prix réel de l’investissement et la productivité	40
4.2	Impact des chocs technologiques sur le PIB réel et les heures per capita	42
4.3	Impact des chocs technologiques sur l’inflation et le déflateur du PIB réel	45
4.4	Décomposition de la variance du PIB réel non-agricole	49
4.5	Décomposition de la variance de l’inflation	50
4.6	Corrélation non-conditionnelle entre le PIB et l’inflation	54
4.7	Comparaison des corrélations non-conditionnelles et conditionnelles	56

LISTE DES TABLEAUX

Tableau		Page
1.1	Fluctuation des prix et de l'inflation	9
1.2	Auto-corrélation des prix et de l'inflation	10
1.3	Corrélations croisées des prix et de l'inflation avec le PIB	11
4.1	Changement dans l'auto-corrélation de l'inflation	52

RÉSUMÉ

Parmi les nombreux changements survenus avec la *Grande Modération* dans les agrégats macroéconomiques, on peut noter une modification importante de la persistance dans le temps ainsi du comportement cyclique de l'inflation. Le choc technologique spécifique à l'investissement étant présenté comme une composante cyclique primordiale dans la croissance économique, il est intéressant de comprendre dans quelle mesure ce type de choc en particulier est porteur des changements identifiés dans la variable inflation. Le taux de croissance du déflateur du PIB réel du secteur non-agricole sert de mesure du taux d'inflation global. Pour mener à bien cette recherche, un système vectoriel autorégressif (SVAR) est utilisé avec la méthode "*Bootstrap après Bootstrap*" pour le calcul des intervalles. Le prix réel d'équipement composé par DiCecio (2009), selon la méthodologie retenue par Fisher (2006), permet de récupérer dans le SVAR le choc technologique spécifique à l'investissement. Après calcul des corrélations conditionnelles aux chocs, il apparaît que le choc technologique spécifique à l'investissement modifie de manière importante le rapport de l'inflation au PIB en provoquant un mouvement contemporain pro-cyclique de l'inflation à partir de 1984; alors que pour la période pré-84, l'inflation est anticyclique. Les chocs technologique neutre et monétaire demeurent influents et semblent se neutraliser. Il peut être ajouté que le choc non-technologique de son côté joue un rôle atténué mais pas complètement inopérant sur l'évolution cyclique de l'inflation. Le choc monétaire et le N-choc semblent détenir également une grande responsabilité dans le maintien du degré de mémoire assez élevé au premier ordre, puis moyen et stable au fil du temps. Parallèlement, l'I-choc et le choc non-technologique exercent de fortes pressions à la baisse, ce qui explique le déclin plus prononcé de la persistance de l'inflation à partir du second ordre. Par ailleurs, la chute de volatilité aussi bien du PIB réel que de l'inflation est attribuable aux chocs technologique neutre et monétaire dont les contributions aux fluctuations de ces deux variables se sont considérablement réduites à partir de 1984. Le choc technologique spécifique à l'investissement ne semble être aucunement à l'origine de la stabilisation macroéconomique de ces deux variables.

Mots-clés : Choc technologique spécifique à l'investissement, choc technologique neutre, choc monétaire, Grande Modération, inflation et cycle, corrélation conditionnelle, volatilité conditionnelle.

INTRODUCTION

À partir de 1984, un phénomène économique connu sous le nom de « *Grande Modération* » est détecté dans la plupart des économies avancées. Des changements profonds sont notés aussi bien dans le cycle que dans ses mécanismes de propagation à travers l'économie. Plus généralement, la *Grande Modération* marque une grande stabilité de l'économie due à une réduction importante observée dans la volatilité des principaux indicateurs macro-économiques. Ainsi, l'écart-type du produit intérieur brut (PIB) a-t-il considérablement diminué dans la plupart des pays avancés comparativement à la période d'après-guerre jusqu'en 1983. En effet, les pays industrialisés ont vu l'ampleur des fluctuations de leur PIB chutée : de plus de 55 % pour l'Italie; d'environ 40 % pour l'Allemagne, le Japon et les États-Unis; et de près de 30 % en France et au Royaume-Uni (Stock et Watson, 2003). De son côté, le Canada a attendu jusqu'en 1992 avant d'expérimenter le phénomène de *Grande Modération* (Cigana, 2009). Dans l'économie américaine, la plupart des agrégats économiques de la demande globale tels que la consommation, les investissements, les dépenses gouvernementales, les exportations et les importations, ont enregistré également une baisse importante de leur volatilité dans des proportions différentes (Stock et Watson, 2002).

Depuis son apparition, les recherches documentant le phénomène de *Grande Modération* sont multiples dans la littérature économique. Les chercheurs ne sont pas unanimes sur les causes de la grande stabilité macroéconomique observée à

partir de 1984. Les chocs aléatoires technologiques et non-technologiques sont susceptibles de causer les chutes de volatilité du PIB et d'autres agrégats dans l'économie. Et de plus en plus, l'apport d'un nouveau type de choc technologique spécifique à l'investissement est scruté dans la littérature. Les chocs technologiques symbolisent les innovations dans l'économie. Le choc technologique neutre se manifeste dans la production des biens finaux; et le choc technologique spécifique à l'investissement présenté par Greenwood, Hercowitz et Krusell (1997) est propre à la production de biens intermédiaires.

En 2006, le chercheur Jonas Fisher a démontré qu'en introduisant le choc technologique spécifique à l'investissement dans un modèle de croissance néoclassique, une grande partie des variations dans les PIB lui était imputable. De plus à la *Grande Modération*, la contribution de ce type de choc prédomine comparativement au choc technologique neutre. En reprenant le concept du choc technologique spécifique à l'investissement, Galí et Gambetti (2009) ont constaté que ce choc spécifique joue effectivement un rôle dominant dans les fluctuations du PIB en devançant largement le choc technologique dit neutre. Néanmoins, les chocs non-technologiques, qui recouvrent un large éventail de phénomènes, continuent d'occuper une place importante dans la stabilité de l'économie. Pour leur part, Altig, Chritiano, Eichenbaum et Lindé (2004, 2011) ont trouvé que trois chocs en particulier, les deux chocs technologiques ainsi que le choc monétaire, expliquaient une grande partie des fluctuations cycliques d'un grand ensemble d'agrégats parmi lesquels l'inflation et le salaire réel.

Elles sont donc nombreuses les études faisant intervenir différents chocs technologiques et non-technologiques dans le but d'expliquer les chutes de volatilité

de plusieurs variables macro-économiques constatées à la *Grande modération*. En plus des chutes de leur volatilité, certains agrégats ont aussi enregistré des modifications significatives dans leur rapport avec le cycle économique d'une part, et, d'autre part, quant à leur relation avec d'autres variables. D'autres recherches mettent également l'accent sur les changements de relation entre certains agrégats. Galí et Gambetti (2009) ont analysé le changement de signe dans la relation entre les heures et la productivité du travail. Avant la *Grande Modération*, le coefficient de corrélation entre les heures et la productivité du travail fut de 0,18; ce coefficient devient négatif s'élevant à -0,41 lors de la *Grande Modération* (données prises en première différence). Galí et Gambetti (2009) attribuent au choc non-technologique le rôle principal dans ce changement de signe dans la corrélation entre les variables heures et productivité du travail survenu lors de la *Grande Modération*.

Certains agrégats présentent également un comportement cyclique grandement transformé ainsi qu'une persistance à travers le temps fortement atténuée. C'est le cas de l'inflation devenue relativement plus stable que le PIB. L'inflation semble se détacher complètement du cycle économique et suivre sa propre loi en subissant en même temps une importante perte de mémoire par une réduction notable du coefficient d'auto-corrélation. L'influence réciproque entre l'inflation et le cycle se dilue considérablement. Cette étude a pour but de documenter empiriquement l'effet du choc technologique spécifique à l'investissement sur les changements de comportement cyclique ainsi que la perte flagrante de persistance de l'inflation pendant la *Grande Modération*. Il est intéressant de comprendre la part imputable au choc technologique spécifique à l'investissement dans le comportement de l'inflation étant donné que plusieurs études révèlent son un impact prédominant sur les fluctuations du PIB. C'est ce que nous proposons dans le cadre de cette recherche.

L’analyse procède par comparaison des données d’après la Deuxième Guerre mondiale divisées en deux sous-échantillons ante et post-1984. Quatre variables sont utilisées dans un système vectoriel autorégressif (SVAR), ce sont les taux de croissance : du prix réel de l’investissement, de la productivité moyenne du travail, des heures per capita et du déflateur du PIB réel. La décomposition de Choleski permet d'identifier et de récupérer les chocs structurels propres à chacune des variables en imposant des restrictions de long terme. Ainsi, en premier lieu, le choc technologique spécifique à l'investissement se présente comme étant le seul choc qui affecte le prix réel de l'investissement à long terme. La productivité moyenne du travail subit l'effet de long terme des deux types de chocs technologiques, celui dit spécifique à l'investissement et celui appelé neutre. Les heures, considérées I(1), sont affectées par les deux chocs technologiques ainsi qu'un troisième choc structurel dit non-technologique à long terme. Finalement, l'équation du déflateur du PIB réel fournit le choc structurel identifié comme un choc monétaire; le système permet un impact à long terme des quatre chocs structurels sur cet indice des prix.

Notre travail s’articule autour de quatre grandes parties. Le premier chapitre présente l’évolution des prix et de l’inflation lors de la *Grande Modération*. Le second est consacré au cadre théorique de l’utilisation du choc spécifique à l’investissement. Notre étude empirique reprend le concept de choc technologique spécifique à l’investissement, tel que présenté par Fisher (2006). Le troisième chapitre aborde la méthodologie adoptée à travers un système vectoriel autorégressif (SVAR) et la méthode "*Bootstrap après Bootstrap*" pour la construction des intervalles de confiance. L’analyse des résultats du SVAR fera l’objet du quatrième chapitre précédant la conclusion.

CHAPITRE I

LES PRIX ET L'INFLATION
AVANT ET DEPUIS LA GRANDE MODÉRATION

Les prix et l'inflation figurent parmi les variables macroéconomiques ayant subi de profondes mutations lors de la *Grande Modération*. Des changements notables ont été enregistrés aussi bien dans la volatilité, la persistance et le comportement cyclique de ces agrégats.

1.1 Volatilité et persistance des prix et de l'inflation

À partir de 1984, les prix et l'inflation sont devenus beaucoup plus stables pour la majorité des mesures considérées. On constate que peu importe le choix du filtre d'extraction de tendance, (première différence, *Hodrick et Prescott* ou *Band Pass)*, les trois mesures de prix présentées dans le premier tableau affichent une très forte diminution des fluctuations de leur écart-type en pourcentage. La chute de volatilité dépasse 60 % pour le déflateur du PIB réel du secteur non-agricole traité avec le filtre *Band Pass* (tableau 1.1). À l'instar des prix, l'inflation a subi une importante chute de volatilité. La première différence ou le taux de croissance des prix affiche une réduction des fluctuations de 50 % à 60 %. Les volatilités relatives, ratios entre

les écart-types de la variable et du PIB, sont presque toutes en baisse, ce qui signifie qu'en pourcentage de variation, les prix sont devenus plus stables que le PIB. L'inflation (prix en première différence) est devenue également moins volatile que le PIB, donc plus stable que ce dernier.

D'autres mesures de l'inflation filtrées *Hodrick et Prescott* (HP) présentent une réponse identique en termes de gain en stabilité, sauf pour l'inflation de l'indice de prix à la production (PPIFGS) dont les fluctuations demeurent pratiquement stables (tableau 1.1). De manière générale, les données filtrées HP affichent une baisse de volatilité moins prononcée.

Il faut souligner que les filtres *Hodrick et Prescott* et *Baxter-King* (ou *Band Pass*) présentent des défauts majeurs qui faussent la réalité en isolant mal la composante cyclique des agrégats macroéconomiques (Guay et St-Armand, 2005). Ces deux filtres performent moins bien si la forme spectrale de la série filtrée est composée majoritairement par des basses fréquences, comme c'est le cas des séries chronologiques macroéconomiques. Il n'est donc pas étonnant que d'un de ces filtres à l'autre les résultats divergent, et même davantage quand les données sont utilisées en première différence.

En matière de persistance, l'inflation (taux de croissance ou première différence des prix) perd énormément de son degré de mémoire dès le premier ordre à partir de 1984. De hautement persistante avec un coefficient d'auto-corrélation très élevé, oscillant entre 0,80 et 0,90 pour les deux premiers ordres, les liens de l'inflation avec ses propres valeurs passées se sont considérablement affaiblis avec une baisse marquée avoisinant les 50 % mais sans changement de signe (tableau 1.2). Ce qui

signifie qu'un changement dans l'inflation à un moment donné ne se répercute plus aux périodes suivantes avec la même intensité.

Par contre, la forte persistance des prix demeure constante avant et après la *Grande Modération*. En effet, les séries de prix filtrées dans le tableau 1.2 conservent un coefficient d'auto-corrélation très élevé dans les deux sous-échantillons pré et post-1984; on constate même une augmentation de l'auto-corrélation des déflateurs du PIB pour les ordres supérieurs à deux.

1.2 Comportement cyclique des prix et de l'inflation

L'évolution des prix et de l'inflation en rapport avec le cycle économique s'est transformée de manière radicale. Dans les deux sous-échantillons, les prix affichent une corrélation négative avec le PIB pour toutes les différentes mesures utilisées, peu importe le filtre utilisé (tableau 1.3). Les prix évoluent dans le sens contraire au PIB, donc sont anticycliques. Ce qui concorde avec les résultats trouvés par Cooley et Ohanian (1991) qui ont démontré que les prix n'étaient pas pro-cycliques.

Après 1984, on observe de grands changements dans les prix à la consommation qui deviennent de moins en moins liés au cycle. Pour les différentes mesures de prix, les corrélations contemporaines ont connu une chute considérable de plus de 60 %. De manière générale, le cycle semble être influencé davantage par les valeurs passées des prix; et la relation s'affaiblit graduellement en s'approchant du cycle (le PIB au temps t) à l'inverse du premier sous-échantillon. Par contre, les corrélations croisées futures deviennent proches de 0 ou très faibles; les valeurs futures des prix

semblent se déconnecter de l'état présent du PIB, ce qui sous-entend que le cycle n'est que peu ou pas du tout en relation avec le comportement futur des prix.

De son côté, l'inflation se détache du cycle plus fortement que les prix avec des coefficients de corrélations très faibles et le plus souvent proches de zéro. On constate aussi que les co-mouvements des deux déflateurs avec le cycle tendent à se synchroniser. En effet, les corrélations contemporaines et croisées avec le cycle pour ces deux mesures d'inflation atteignent un niveau égal lors de la *Grande Modération*. De plus, les corrélations croisées passées et futures de toutes les mesures d'inflation ont considérablement diminué pour se rapprocher de 0 dans la majorité des cas. À l'exception de la troisième période précédant le cycle où un très faible lien persiste. Le lien entre l'inflation et le cycle s'estompe nettement, devient quasi-inexistant.

Tableau 1.1 – Fluctuation des prix et de l'inflation

		1959 I - 1979 II			1984 I - 2008 III		
		Écart-type (%)	Volatilité relative I	Volatilité relative II	Écart-type (%)	Volatilité relative I	Volatilité relative II
Prix (Filtre *Hodrick et Prescott*)	Déflateur du PIB réel non-agricole	*1,29*	*0,75*	*0,55*	0,55	0,60	0,45
	Indice des prix à la consommation	*1,38*	*0,81*	*0,58*	0,68	0,74	0,56
	Déflateur du PIB réel	*0,89*	*0,52*	*0,38*	0,46	0,50	0,38
Prix (Filtre Band Pass)	Déflateur du PIB réel non-agricole	*1,45*	*0,85*	*0,60*	0,51	0,57	0,44
	Indice des prix à la consommation	*1,54*	*0,90*	*0,64*	0,56	0,63	0,48
	Déflateur du PIB réel	*1,00*	*0,59*	*0,42*	0,41	0,46	0,35
Inflation (Prix en première différence)	Déflateur du PIB réel non-agricole	*0,79*	*0,78*	*0,58*	0,28	0,52	0,40
	Indice des prix à la consommation	*0,79*	*0,78*	*0,58*	0,39	0,71	0,55
	Déflateur du PIB réel	*0,69*	*0,67*	*0,50*	0,25	0,46	0,36
Inflation (Filtre *Hodrick et Prescott*)	CPIAUCSL	*0,44*	*0,26*	*0,18*	0,33	0,36	0,27
	PPIFGS	*0,79*	*0,46*	*0,34*	0,73	0,79	0,60
	GDPCTPI	*0,34*	*0,20*	*0,15*	0,17	0,19	0,14
	GDPDEF	*0,35*	*0,20*	*0,15*	0,18	0,19	0,14

Volatilité relative I = écart-type de la variable / écart-type du PIB réel
Volatilité relative II = écart-type de la variable / écart-type du PIB réel du secteur non-agricole

Tableau 1.2 – Auto-corrélation des prix et de l'inflation

		Coefficient d'auto-corrélation					
	Ordre	1	2	3	4	5	6
Déflateur du PIB réel - Secteur non-agricole (filtre HP)	*Pré G-M*	*0,93*	*0,79*	*0,57*	*0,30*	*0,04*	*-0,21*
	G-M	0,92	0,81	0,67	0,51	0,33	0,18
Indice des prix à la consommation (filtre HP)	*Pré G-M*	*0,95*	*0,84*	*0,67*	*0,46*	*0,20*	*-0,07*
	G-M	0,88	0,72	0,58	0,40	0,27	0,17
Déflateur du PIB réel (filtre HP)	*Pré G-M*	*0,93*	*0,78*	*0,60*	*0,37*	*0,11*	*-0,15*
	G-M	0,92	0,82	0,71	0,58	0,40	0,24
Inflation (taux de croissance du déflateur du PIB- secteur non-agricole)	*Pré G-M*	*0,83*	*0,82*	*0,71*	*0,58*	*0,51*	*0,42*
	G-M	0,46	0,46	0,45	0,33	0,20	0,26
Inflation (taux de croissance de l'indice des prix à la consommation)	*Pré G-M*	*0,90*	*0,83*	*0,80*	*0,72*	*0,63*	*0,56*
	G-M	0,34	0,21	0,36	0,07	0,06	0,18
Inflation (taux de croissance du déflateur du PIB réel)	*Pré G-M*	*0,87*	*0,82*	*0,78*	*0,77*	*0,70*	*0,64*
	G-M	0,45	0,41	0,46	0,52	0,29	0,31

Tableau 1.3 – Corrélations croisées des prix et de l'inflation avec le PIB[i]

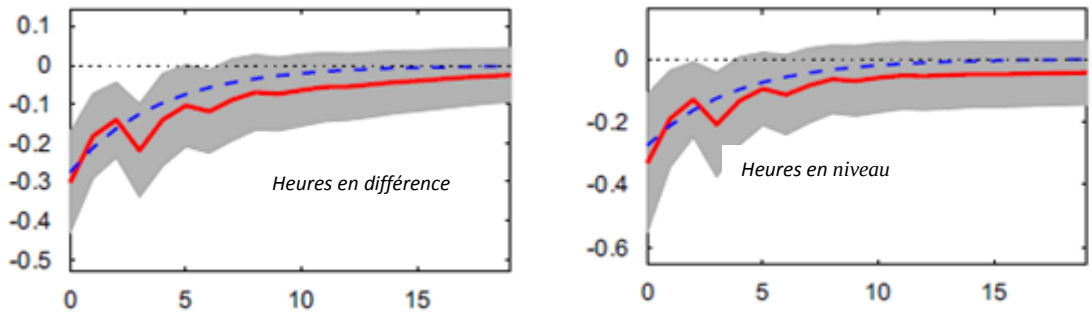
Co-mouvement avec le PIB réel											
	t-5	t-4	t-3	t-2	t-1	t	t+1	t+2	t+3	t+4	t+5
Déflateur du PIB réel - Secteur non-agricole (filtre HP)											
Pré G-M	*-0,12*	*-0,31*	*-0,51*	*-0,65*	*-0,72*	*-0,73*	*-0,65*	*-0,49*	*-0,29*	*-0,04*	*0,19*
G-M	-0,48	-0,46	-0,43	-0,36	-0,26	-0,19	-0,07	0,04	0,11	0,16	0,17
Indice des prix à la consommation (filtre HP)											
Pré G-M	*-0,50*	*-0,66*	*-0,77*	*-0,80*	*-0,76*	*-0,66*	*-0,51*	*-0,31*	*-0,08*	*0,15*	*0,35*
G-M	-0,52	-0,51	-0,50	-0,44	-0,36	-0,25	-0,13	-0,05	0,01	0,07	0,10
Déflateur du PIB réel (filtre HP)											
Pré G-M	*-0,30*	*-0,47*	*-0,63*	*-0,72*	*-0,73*	*-0,71*	*-0,62*	*-0,44*	*-0,23*	*0,00*	*0,22*
G-M	-0,44	-0,43	-0,41	-0,35	-0,29	-0,26	-0,17	-0,08	-0,01	0,03	0,06
Inflation (taux de croissance du déflateur du PIB réel, secteur non-agricole)											
Pré G-M	*-0,05*	*-0,12*	*-0,25*	*-0,31*	*-0,32*	*-0,38*	*-0,34*	*-0,23*	*-0,19*	*-0,07*	*-0,08*
G-M	-0,05	-0,10	-0,24	-0,15	-0,02	-0,20	0,02	0,09	0,05	0,11	0,05
Inflation (taux de croissance de l'indice des prix à la consommation)											
Pré G-M	*-0,32*	*-0,35*	*-0,22*	*-0,17*	*-0,12*	*0,01*	*-0,10*	*-0,32*	*-0,35*	*-0,22*	*-0,17*
G-M	-0,09	-0,08	-0,23	-0,14	-0,12	-0,09	0,06	0,07	-0,08	0,07	0,04
Inflation (taux de croissance du déflateur du PIB réel)											
Pré G-M	*-0,27*	*-0,34*	*-0,32*	*-0,19*	*-0,17*	*-0,11*	*-0,19*	*-0,27*	*-0,34*	*-0,32*	*-0,19*
G-M	-0,07	-0,14	-0,20	-0,10	0,01	-0,23	-0,02	-0,01	0,06	0,01	0,02
Pré G-M : 1959 I - 1979 II *G-M :* 1984 I - 2008 III *(période de la Grande Modération)*											

[i] Les tableaux 1, 2 et 3 sont tirés des données américaines présentés dans le cours Macroéconomie avancée (ECO 7011) dispensé par le professeur Louis Phaneuf au Département des sciences économiques, Université du Québec à Montréal (Automne 2011).

1.3 Effet du choc technologique sur l'inflation

Liu et Phaneuf (2007) ont documenté l'impact du choc technologique sur l'inflation dans un système de vecteurs autorégressifs (VAR) à quatre variables pour un échantillon total allant de 1949 : II à 2003 : Q4. Les résultats montrent que suite à un choc technologique positif, l'inflation enregistre une baisse qui converge vers zéro assez rapidement. Utiliser les heures en première différence ou en niveau dans le VAR ne semble pas altérer le sens ni l'ampleur de l'impact du choc technologique sur l'inflation. Dans les deux cas, l'inflation diminue et cet effet négatif du choc dure quelques trimestres puis s'estompe graduellement.

Figure 1.1 - Réponse de l'inflation à un choc technologique (neutre)



Source : Liu et Phaneuf (2007) – T*rait solide généré par les données.*

Le choc technologique identifié dans cette étude s'apparente au choc technologique neutre en opposition au choc technologique spécifique à l'investissement introduit par Greenwood, Hercowitz et Krusell (1997). La présence du second type de choc technologique pourrait modifier les fonctions de réponses obtenues précédemment. La prochaine partie présente le technologique spécifique à l'investissement tel que proposé par Fisher (2006) ainsi que ses interactions avec le cycle.

CHAPITRE II

LE CHOC TECHNOLOGIQUE SPÉCIFIQUE À L'INVESTISSEMENT

Les travaux empiriques de Galí (1999) ont permis de différencier un choc technologique d'un choc non-technologique : le choc technologique étant le seul qui produit un effet permanent sur la productivité du travail alors qu'un choc non-technologique ne peut affecter la productivité du travail que de manière temporaire. Le progrès technologique fait augmenter la productivité du travail et son effet continue sur le très long terme. De plus en plus de chercheurs subdivisent le choc technologique en deux catégories distinctes : le choc technologique spécifique à l'investissement et le choc technologique neutre. Le choc technologique identifié par Galí (1999) correspond au choc neutre qui ne se manifeste que sur les marchés de production de biens finaux. Le choc technologique spécifique à l'investissement est propre au marché des biens intermédiaires. Le progrès technologique spécifique à la production des biens d'investissement permet un gain d'efficience donnant lieu à la fabrication à grande échelle et à plus faible coût des équipements. Il en découle une baisse des prix d'équipements utilisés pour la production des biens de consommation finale. À cette baisse des prix d'équipement correspond une croissance de l'investissement en équipement à court et à moyen termes. Par le truchement de l'accumulation de l'investissement, le choc technologique spécifique à l'investissement qui fait baisser les prix des équipements

génère un impact important sur le PIB. Ce que Greenwood, Hercowitz et Krusell (1997) ont démontré dans leur analyse : le choc technologique spécifique à l'investissement est à l'origine de 60 % de la croissance du PIB américain post-guerre, devançant la contribution du choc neutre évaluée à 40 %.

2.1 Cadre conceptuel

En s'inspirant des travaux de Greenwood, Hercowitz et Krusell (1997), Fisher (2006) adapte un modèle standard de cycle réel (RBC) en introduisant dans l'équation d'accumulation du capital la technologie actuelle pour la production d'un bien d'équipement.

Dans le modèle adapté, le planificateur social a le choix de la consommation, C_t, de l'investissement, X_t, des heures travaillées, H_t, et du stock capital pour la période suivante, K_{t+1}, dans le but de maximiser le bien-être social. La fonction d'utilité standard, U, à maximiser est :

$$max\ \varepsilon_0\ \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t U(C_t, H_t), \tag{1}$$

β est le facteur d'actualisation et ε_0 , l'opérateur des anticipations conditionnelles au temps t = 0. Le processus de maximisation est sujette aux contraintes de production et d'accumulation du capital

$$C_t + X_t \leq A_t K_t^{\alpha} H_t^{1-\alpha}\text{ , avec } \alpha \in (0,1), \tag{2}$$

$$K_{t+1} \leq (1-\delta)K_t + V_t X_t\text{ , avec } \delta \in (0,1), \tag{3}$$

A_t : représente la technologie dans la fonction Cobb-Douglas de production des biens de consommation finale et conduit le choc technologique neutre (ϵ_{at}).

V_t : représente l'état de la technologie actuelle pour la production des équipements et capte le choc technologique spécifique à l'investissement (ϵ_{vt}).

Les deux technologies évoluent comme une marche aléatoire :

$$LnA_t = \gamma + Ln\, A_{t-1} + \epsilon_{at}\ , \tag{4}$$

$$LnV_t = \rho + Ln\, V_{t-1} + \epsilon_{vt}\ , \tag{5}$$

γ et ρ sont des constantes positives ou nulles. Les chocs technologiques aléatoires ϵ_{at} et ϵ_{vt} sont tous deux permanents et indépendants.

2.1.1 Les prédictions du modèle

Les principales prédictions du modèle à l'état stationnaire se résument par :

a) Un effet positif et permanent des deux chocs technologiques sur la productivité du travail. Le choc technologique neutre n'est plus le seul à affecter la productivité du travail à la différence des conclusions de Galí (1999). Les deux chocs affectent la productivité de manière positive dans une proportion fixe qui dépend de α, la part du capital dans la fonction de production. L'impact du choc neutre est largement supérieur à celui du choc spécifique à l'investissement puisque la part du capital est évaluée à 0,33.

$$\lim_{j\to\infty} \frac{\partial \ln Y_{t+j}/H_{t+j}}{\partial\, \epsilon_{vt}} = \frac{\alpha}{1-\alpha} > 0; \qquad (6)$$

$$\lim_{j\to\infty} \frac{\partial \ln Y_{t+j}/H_{t+j}}{\partial\, \epsilon_{at}} = \frac{1}{1-\alpha} > 0.$$

b) Un impact négatif et permanent du choc technologique spécifique à l'investissement sur les prix réels des biens d'investissement. À l'équilibre, le prix réel d'un bien d'investissement est déteminé par l'inverse de la technologie propre à la production des biens d'équipement, $P_t = 1/V_t$, de telle sorte que l'impact à long terme du choc spécifique à l'investissement soit égal à moins un. Le choc neutre n'a aucun effet sur les prix réels des équipements.

$$\lim_{j\to\infty} \frac{\partial \ln P_{t+j}}{\partial\, \epsilon_{vt}} = -1 < 0; \qquad (7)$$

$$\lim_{j\to\infty} \frac{\partial \ln P_{t+j}}{\partial\, \epsilon_{at}} = 0.$$

c) Aucun impact à long terme des chocs transitoires ou non-technologiques sur les variables productivité du travail et prix réel de l'investissement.

d) À long terme, un rapport proportionnel constant, (1-α/α), entre les impacts du choc technologique spécifique à l'investissement sur la productivité du travail et le prix réel de l'investissement. Mais ce rapport peut varier en fonction des modifications dans le modèle.

2.2 Le choc technologique spécifique à l'investissement dans la variation du cycle

Fisher (2006) compare deux systèmes de vecteurs autorégressifs (VAR), l'un comprenant les deux chocs technologiques et l'autre avec seulement le choc technologique neutre, pour deux échantillons, 1955-1979 et 1983-2000. Les variables retenues sont le taux de croissance du prix réel d'équipement et de la productivité du travail, les heures per capita, le taux d'intérêt nominal et l'inflation. Le prix réel d'équipement permet de récupérer le choc technologique spécifique à l'investissement et la productivité fait apparaître le choc technologique neutre. Les prédictions découlant du modèle néo-classique servent d'hypothèses pour le premier système et les restrictions de Galí (1999) s'appliquent au second.

2.2.1 Le choix du prix réel de l'investissement

Le prix réel d'équipement désigne un prix relatif de l'investissement par rapport au prix de tous les autres biens de l'économie. Il s'obtient en divisant le déflateur du prix d'équipement par un déflateur de consommation. Le déflateur du prix d'équipement qui correspond à la série GCV (construite par Gordon en 1989 et actualisée par Cummins et Violante en 2002), présente un meilleur ajustement des investissements dans les structures non-résidentielles (équipements), contrairement aux autres déflateurs d'investissement pour lesquels il subsiste un biais d'ajustement de qualité dans la catégorie non-résidentielle. De plus, Fisher (2006) trouve que l'utilisation du déflateur du prix d'équipement dans le calcul du prix réel de l'investissement donne lieu à une plus forte corrélation négative avec le cycle (-0,54) (figures 2.1 et 2.2).

Figure 2.1- Évolution du prix réel et de l'investissement en équipement

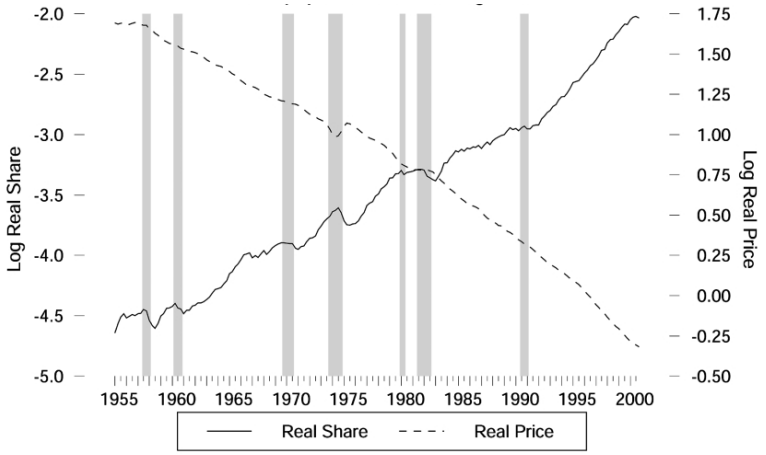
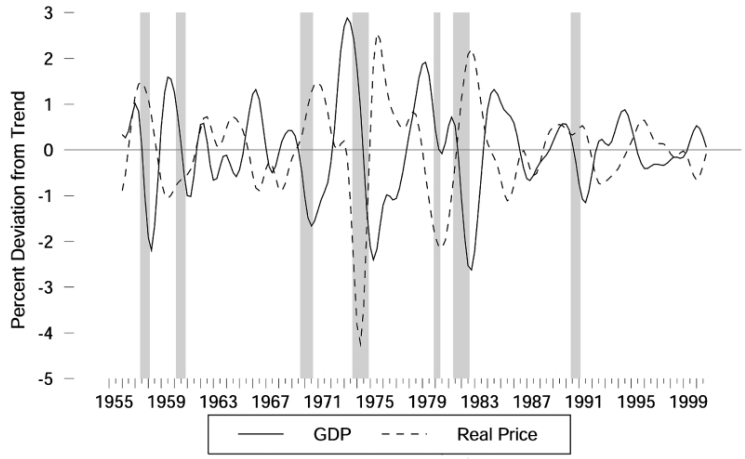


Figure 2.2 - Comportement cyclique des prix réels d'équipement



Source : Fisher (2006), figures 2 et 3

La figure 2.1 suggére un important changement économique survenu vers 1983 quand la part réelle du capital dans l'économie devient supérieure au prix réel de l'équipement.

> Le déclin du prix réel d'équipement coincidant avec une importante augmentation de la part du capital illustre l'importance des changements technologiques spécifiques à la production des biens d'équipement dans l'accumulation du capital et la croissance (Fisher, 2006). [*Traduction libre de l'auteure*]

2.2.2 Résultats des recherches antérieures

En analysant le ratio des variances conditionnelles aux chocs et des variances inconditionnelles (table 3, Fisher 2006), le système à deux chocs permanents révèle une forte hausse de la contribution totale des chocs technologiques dans la variation du PIB, passant de 44 % dans le premier échantillon à 80 % pour le second. Dans les deux cas, l'apport du choc spécifique à l'investissement surpasse largement celui du choc neutre, 42 % contre 8 % d'une part, et, d'autre part, 67 % contre 33 %. Inversement, la part expliquée dans la variance des heures par les chocs technologiques rétrécit considérablement d'un échantillon à l'autre, mais le choc spécifique à l'investissement continue de peser plus lourdement que le choc neutre sur les heures. Les mêmes constatations demeurent dans le système à un choc technologique quant à la hausse de la contribution du choc technologique dans la variation du PIB dans le second échantillon, 99 % contre 54 %, ainsi qu'à une baisse pour les heures per capita, 37 % contre 77 %. À la lueur de ces résultats, on pourrait conclure que les chocs technologiques jouent un rôle beaucoup plus prépondérant dans les fluctuations cycliques à partir de 1983 en éclipsant le rôle des chocs non-technologiques.

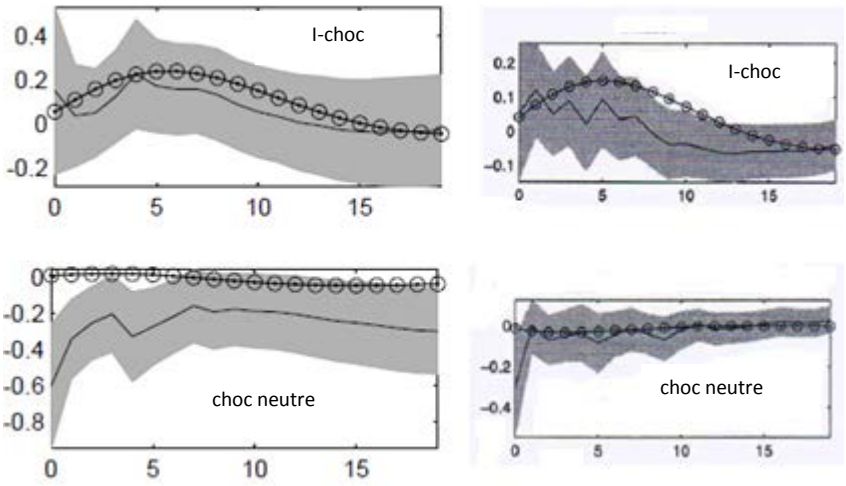
De leur côté, Galí et Gambetti (2009) reprennent les restrictions de long terme imposées par Fisher (2006) relatives à l'impact des chocs technologiques sur les variables prix réel d'investissement et productivité du travail. Au lieu d'utiliser deux sous-échantillons, ils utilisent un VAR à coefficients variables sur la période totale allant de 1948 à 2005 afin de prendre en compte les changements structurels survenus lors de la *Grande Modération*. La série de prix réel de l'investissement est construite par une pondération moyenne des déflateurs de la consommation des biens et services non-durables divisés par une pondération moyenne des déflateurs d'investissement et de la consommation durable. Les résultats de Galí et Gambetti confirment que le choc technologique spécifique à l'investissement constitue une importante source de volatilité pour le PIB. Le déclin brusque de la volatilité du PIB au début de la décennie 80, s'opère simultanément, et suivant la même forme, que l'impact du choc technologique spécifique à l'investissement. Alors que pour l'impact du choc non-technologique dont l'influence sur les fluctuations du PIB demeure très importante, la baisse s'est faite graduellement. Par contre l'importance du choc non-technologique dans la volatilité du PIB par rapport au choc technologique spécifique à l'investissement diminue grandement dans les années 90 jusqu'à devenir négligeable, avant de se retrouver tous les deux à un niveau d'impact semblable en 2000. Par ailleurs, l'influence du choc technologique neutre sur la volatilité du PIB est marquée par une certaine stabilité et compte beaucoup moins que les deux autres chocs dans la réduction de l'amplitude des fluctuations du PIB. En conclusion, selon les auteurs, deux chocs semblent être à l'origine de la *Grande Modération*, le choc technologique spécifique à l'investissement et le choc non-technologique, cependant avec une présence largement atténuée du second au profit du premier.

Pour leur part, Altig, Chritiano, Eichenbaum et Lindé (2004) comparent un modèle dit de capital spécifique à la firme, aux résultats d'un VAR comportant 10 variables. Le prix réel de l'investissement s'apparente à la série d'investissement total dans Fisher (2006). En utilisant un large échantillon (1959 : II - 2001 : IV), les auteurs arrivent à la conclusion que les deux chocs technologiques comptent pour environ 28 % des fluctuations du PIB, avec une légère domination du choc spécifique à l'investissement. Néanmoins, en reprenant la même étude sur un échantillon débutant en 1982 (1982 : I à 2008 : III), Altig, Chritiano, Eichenbaum et Lindé (2011) trouvent que la part de la volatilité du PIB expliquée par les deux chocs technologiques passe à 52 %, avec une grande prééminence du choc spécifique à l'investissement au détriment du choc neutre. De plus, le poids du choc technologique spécifique à l'investissement devient plus important dans la volatilité de l'inflation, expliquant 25 % des fluctuations de l'inflation dans la seconde étude alors que sa contribution n'était que de 12 % en utilisant l'échantillon incluant les années d'avant 1982.

Par ailleurs, les fonctions de réponse de l'inflation au choc technologique neutre se démarquent de celles présentées par Liu et Phaneuf (2007). Dans Altig, Chritiano, Eichenbaum et Lindé (2004), l'impact négatif est plus élevé (en terme absolu) en présence des deux chocs technologiques; ensuite, l'effet semble demeurer permanent au lieu de converger vers zéro (voir la figure 4). Dans l'étude de 2011 que les mêmes auteurs ont mené sur un échantillon post-1982, le choc technologique neutre semble avoir perdu beaucoup de ses effets sur l'inflation; il est plus faible à l'impact et converge immédiatement vers zéro. Les derniers résultats sont comparables à ceux résultats de Liu et Phaneuf (2007). L'impact du choc technologique spécifique à l'investissement sur l'inflation semble aussi s'atténuer en considérant l'échantillon de 1982-2008.

Figure 2.3 - Réponse de l'inflation aux deux chocs technologiques

Altig, Chritiano, Eichenbaum et Lindé (2004)



Altig, Chritiano, Eichenbaum et Lindé (2011)

(Ligne simple : données / ligne avec cercles : modèle)

Dans une étude similaire à celle menée par Altig, Chritiano, Eichenbaum et Lindé (2004), DiCecio (2009) trouve des sentiers de réponse analogues pour l'inflation aux chocs technologiques. DiCecio calcule le prix réel de l'investissement total selon le même procédé que Fisher (2006).

À la lumière des précédentes études, il apparaît que le choc technologique spécifique à l'investissement peut constituer une source de changement non négligeable pour la variable Inflation. Le chapitre suivant présente les données et la stratégie économétrique retenue dans le cadre de cette recherche empirique. Le système de vecteurs autorégressifs (SVAR) permettra de documenter le rôle du choc technologique spécifique à l'investissement dans le comportement cyclique de l'inflation. Outre les fonctions de réponses, on retient comme mesure d'analyse, la décomposition des variances et des corrélations conditionnelles à chacun des chocs présents dans le SVAR.

CHAPITRE III

CADRE MÉTHODOLOGIQUE

Nous retenons un système vectoriel autorégressif avec des restrictions de long terme de type Blanchard et Quah (1989) afin de générer les fonctions de réponse aux chocs technologiques. Les intervalles de confiance sont construits en utilisant la méthode "*Bootstrap après Bootstrap*".

3.1 Construction du système vectoriel autorégressif

Le SVAR est composé des variables logarithmiques suivantes, dans cet ordre : la première différence du prix réel de l'investissement, de la productivité moyenne du travail, des heures per capita, et du déflateur du PIB.

$$y_t = [\ \Delta p\text{-}i_t \quad \Delta(y_t\text{-}h_t) \quad \Delta h_t \quad \Delta p_t\ ]' , \qquad (1)$$

Δ : symbole de la première différence, avec $\Delta x_t = x_t - x_{t-1} = (1 - L)x_t$.

Les séries sont considérées non-stationnaires en niveau et stationnaires en première différence; elles sont intégrées d'ordre 1, I(1). La première différence des variables logarithmiques représente le taux de croissance des variables. La non-stationnarité

des variables est vérifiée par deux tests, Dickey-Fuller augmenté (ADF) et Elliot, Rothenberg et Stock (ERS ou DF-GLS). Un troisième test de stationnarité est également considéré pour les heures per capita, soit celui de Kwiatkowski, Phillips, Schmidt et Shin (KPSS). Les résultats sommaires sont exposés en annexe A. Le critère modifié Akaike est celui qui sert à déterminer le nombre de retards à inclure dans les tests pour chacune des quatre variables.

Les heures per capita sont traitées en première différence dans cette analyse afin de tenir compte de la non-stationnarité de la variable en niveau décelée dans les données observées. Il y a deux manières d'utiliser les heures per capita, les chercheurs restent partagés quant à la méthode de traitement des heures per capita à privilégier. En premier lieu, on considère les heures per capita stationnaires en niveau, I (0), puisque le ratio heures per capita est borné et oscille entre [0,1]. Sachant qu'il est tout à fait possible que les tests de non-stationnarité échouent à différencier une forte persistance des heures de la présence d'une racine unitaire en échantillon restreint ; dans ce cas, les tests interprètent et traitent la série comme non-stationnaire en niveau alors que la série n'est que très fortement auto-corrélée. En second lieu, puisque les données empiriques révèlent que les heures per capita sont non-stationnaires en niveau et intégrées d'ordre 1, I(1), certains chercheurs en tiennent compte et se servent de la variable en première différence. Un autre scénario implique que les heures sont non-stationnaires pour un échantillon fini, mais deviennent stationnaires asymptotiquement (Fève et Guay, 2005). Dans ce cas, pour un échantillon fini, les chocs structurels peuvent avoir des effets permanents sur les heures, ce qui justifie la présence d'une racine unitaire localement.

Les résultats attestant de la non-stationnarité des heures per capita en niveau sont publiés en annexe A. Si pour les trois autres séries de notre système les tests concordent et tendent à privilégier la thèse de stationnarité des variables en différence, toutefois, on note une différence dans les résultats relatifs à la série des heures per capita. Les tests ADF et KPSS concluent à une stationnarité en différence de la série heures per capita au seuil de 1% tandis que le test ERS ne permet pas de rejeter l'hypothèse de non-stationnarité en niveau au seuil de 5 % . Par contre en retranchant la tendance linéaire, le test ERS pousse vers une conclusion identique que pour les deux autres et ne rejette donc pas l'hypothèse que la série en niveau heures per capita ait une racine unitaire.

Ignorer ou suivre le comportement non-stationnaire des heures per capita aura une incidence sur les fonctions de réponse de certaines variables aux chocs technologiques. Par exemple, le choc technologique neutre provoque un effet négatif sur les heures en travaillant avec la variable heures en différence, alors que cet effet devient positif si la variable est utilisée en niveau. Toutefois, en suivant les résultats de Phaneuf et Liu (2007), considérer les heures en première différence ou en niveau dans le SVAR ne semble pas modifier le sens ni l'ampleur de l'impact du choc technologique neutre sur l'inflation.

3.1.1 Représentation vectorielle du SVAR

Toutes les quatre variables étant considérées I(1), il faut vérifier si les variables entre elles pourraient être cointégrées. Le lien de cointégration n'est pas concluant à la lumière des résultats exposés en annexe A. La spécification du système vectoriel auto-régressif se trouve donc confirmée.

La représentation vectorielle nous donne la forme réduite du SVAR :

$$y_t = B_0 + B_1 y_{t-1} + B_2 y_{t-2} + B_3 y_{t-3} + \ldots + B_p y_{t-p} + \varepsilon_t , \quad (2)$$

$$y_t - B_1 y_{t-1} - B_2 y_{t-2} - B_3 y_{t-3} - \ldots - B_p y_{t-p} = B_0 + \varepsilon_t , \quad (3)$$

$$B_p(L) y_t = B_0 + \varepsilon_t . \quad (4)$$

Où $B_p(L) = (I - B_1 L - B_2 L^2 - B_3 L^3 - \ldots - B_p L^p)$ et p, le nombre de retards. Le choix de p se fait à partir du critère d'information Akaike. Pour le premier sous-échantillon, p = 2; et pour le second, p=1. On compare les résultats ainsi obtenus avec un système à 4 retards fixes pour les deux sous-échantillons tel que retenu dans de nombreux modèles incluant celui de Fisher (2006).

L étant l'opérateur de retard; B_i représente les matrices des coefficients et $B_p(L)$ est inversible. Par le théorème de Wold, on obtient une représentation unique de la moyenne mobile du SVAR :

$$y_t = B_0 / B_p(L) + B_p(L)^{-1} \varepsilon_t , \quad \text{et simplifié} \quad y_t = \mu + C(L)\varepsilon_t , \quad (5)$$

avec $C(L) = (I + C_1 L + C_2 L^2 + C_3 L^3 + C_4 L^4 + \ldots\ldots\ldots + C_\infty L^\infty)$

La décomposition Beveridge-Nelson en effets de long terme et transitoire nous donne :

$$y_t = \mu + C(1)\varepsilon_t + C(L)^* \Delta \varepsilon_t , \quad (6)$$

Où C(*1*) représente la matrice de l'impact à long terme des chocs (ε_t) de la forme réduite du SVAR et C(*L*)* les effets transitoires. Chaque élément du vecteur (ε_t) représente la somme des effets des différents chocs du système sur chacune des

variables de telle sorte qu'il n'est pas possible d'isoler l'impact d'un choc en particulier sur les variables. Ainsi, la matrice variance-covariance des chocs de la forme réduite, $E(\varepsilon_t\varepsilon_t') = \Sigma$, est-elle une matrice carrée non-diagonale puisque les éléments sont corrélés entre eux. Le but est donc de rechercher les chocs orthogonaux de la forme structurelle à partir de la forme réduite. Les chocs des deux formes réduite et structurelle sont liés suivant l'équation 7.

$$\varepsilon_t = A(0)\eta_t\,, \tag{7}$$

η_t représente les chocs indépendants de la forme structurelle dont la matrice variance-covariance est diagonale, $E(\eta_t\ \eta_t') = \Omega$; et normalisée à l'unité, on a $E(\eta_t\eta_t') = I$.

Tous les paramètres du SVAR de la forme réduite sont estimés à partir de la méthode des Moindres Carrés Ordinaires ; les résidus ainsi obtenus permettent de calculer une estimation de la matrice variance-covariance non-diagonale, Σ. Par les équations 6, 7 et 9, il est possible de récupérer les chocs structurels orthogonaux puisque à l'instar de l'équation 5, la forme structurelle peut s'écrire de la façon suivante ;

$$y_t = \delta + A(L)\eta_t, \tag{8}$$

et arrangée selon la décomposition Beveridge-Nelson :

$$y_t = \delta + A(1)\eta_t + A(L)^*\Delta\eta_t\,. \tag{9}$$

L'impact de long terme dans la forme réduite du VAR correspond à celui de la forme structurelle, ce qui signifie que les équations 6 et 9 sont équivalentes. Alors,

$$C(1)\varepsilon_t = A(1)\eta_t, \qquad \text{ou} \qquad C(1)A(0)\eta_t = A(1)\eta_t . \tag{10}$$

De l'équation 10, on déduit l'égalité des matrices variances-covariances,

$Var[C(1)\varepsilon_t] = Var[A(1)\eta_t]$, ce qui nous donne : $C(1)\, E(\varepsilon_t\varepsilon_t')C(1)' = A(1)E(\eta_t\eta_t')A(1)'$,

$$C(1)\,\Sigma\, C(1)' = A(1)\, A(1)', \tag{11}$$

avec $E(\eta_t\eta_t') = I$; $E(\varepsilon_t\varepsilon_t') = \Sigma$; Σ et $C(1)$ sont estimés.

On peut réécrire la relation 11 en se basant sur l'équation 10 :

$$C(1)A(0)A(0)'C(1)' = A(1)\, A(1)'. \tag{12}$$

En imposant certaines restrictions, on peut déduire la matrice exacte de A(0) :

$$C(1)A(0) = A(1) . \tag{13}$$

À partir de 11 et 12, on déduit que $A(0)A(0)' = \Sigma$, ce qui implique que $A(0) = \Sigma^{1/2}$.

On impose m(m-1)/2 restrictions de long terme (Blanchard et Quah, 1989) dans la décomposition de Choleski sur la matrice variance-covariance de long terme conformément aux hypothèses de Fisher (2006); m étant le nombre de variables et m = 4. Toutefois, compte tenu que nous effectuons uniquement une analyse empirique, non-dérivée d'un modèle, la calibration des paramètres ne sera pas retenue. Nos restrictions dans le SVAR deviennent :

a) seul le choc technologique spécifique à l'investissement affecte à long terme le prix réel de l'investissement et l'effet est négatif. Autrement dit, la racine unitaire dans la série prix réel de l'investissement est générée uniquement par ce choc;
b) les deux chocs technologiques ont un impact permanent positif sur la productivité;
c) les chocs non-technologique et monétaire n'ont qu'un effet transitoire sur le prix réel de l'investissement et la productivité moyenne du travail.

Alors, en respectant l'ordre des variables dans le vecteur y_t, la matrice des multiplicateurs de long-terme A(1) se présente ainsi :

$$A(1)\eta_t = \begin{bmatrix} A_{11}(1) & 0 & 0 & 0 \\ A_{21}(1) & A_{22}(1) & 0 & 0 \\ A_{31}(1) & A_{32}(1) & A_{33}(1) & 0 \\ A_{41}(1) & A_{42}(1) & A_{43}(1) & A_{44}(1) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \eta_{1,t} \\ \eta_{2,t} \\ \eta_{3,t} \\ \eta_{4,t} \end{bmatrix},$$

avec $A_{ij}(1) = (A_{ij}^0 + A_{ij}^1 + A_{ij}^2 + A_{ij}^3 + A_{ij}^4 \ldots\ldots + A_{ij}^\infty)$.

Chaque colonne est identifiée à un choc structurel et chaque ligne respectivement à une variable. $A(1)$, le multiplicateur de long terme mesure l'impact de long terme du choc structurel sur les variables et A_{ij}^0 donne l'impact instantané. Par exemple, $A_{11}(1)$ représente l'effet cumulatif du choc technologique spécifique a l'investissement $\eta_{1,t}$ sur le prix réel de l'investissement; $A_{11}(1)$ est négatif selon l'hypothèse d'impact négatif de ce choc sur le prix réel de l'investissement. $A_{21}(1)$ est l'impact de long terme du choc technologique spécifique a l'investissement $\eta_{1,t}$

sur la productivité ; $A_{22}(1)$ effet cumulatif du choc technologique neutre $\eta_{2,t}$ sur la productivité, etc.

A(0) une fois estimée, les restrictions sont suffisantes pour obtenir A(1), alors on peut retrouver la matrice A(*L*) des coefficients moyennes mobiles du SVAR structurel donnée par l'équation 8. Des équations 5, 7 et 8 on déduit que :

$$C(L)A(0)\eta_t = A(L)\eta_t\,, \tag{14}$$

$$A(L)\eta_t = \begin{bmatrix} A_{11}(L) & A_{12}(L) & A_{13}(L) & A_{14}(L) \\ A_{21}(L) & A_{22}(L) & A_{23}(L) & A_{24}(L) \\ A_{31}(L) & A_{32}(L) & A_{33}(L) & A_{34}(L) \\ A_{41}(L) & A_{42}(L) & A_{43}(L) & A_{44}(L) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \eta_{1,t} \\ \eta_{2,t} \\ \eta_{3,t} \\ \eta_{4,t} \end{bmatrix},$$

et $A_{ij}(L) = \sum_{s=0}^{\infty} A_{ij}^{s} L^{s}$.

Il faut noter que les coefficients structurels A_{ij} dans la matrice des multiplicateurs de long terme $A_{ij}(1)$ sont identiques à ceux de la matrice d'impact $A_{ij}(L)$. Les fonctions de réponse tirées de la matrice A(*L*), expriment la part de la variable générée par le choc structurel; chaque élément de la matrice d'impact, identifie l'impact total, aussi bien l'amplitude que le signe, du choc correspondant.

3.1.2 Décomposition de la variance et corrélation conditionnelle

L'équation (8) de la représentation moyenne mobile de la forme structurelle du SVAR permet de décomposer la variance en fonction des différents chocs structurels présents dans le système. Par le calcul de la variance des erreurs de prévisions conditionnelles à l'ensemble d'informations au temps t, la contribution de chaque choc structurel peut être mise en évidence pour l'horizon h fixé :

$$Var(\Delta x_{t+h} - E_t \Delta x_{t+h}) = Var(\sum_{s=0}^{h-1} A^s \ \eta_{t+h-s}).$$

Ce qui revient à additionner les variances des coefficients associés à chacun des chocs structurels indépendants :

$$Var\left(\sum_{s=0}^{h-1} A_{11}^s \eta_{1,t+h-s} + \sum_{s=0}^{h-1} A_{12}^s \eta_{2,t+h-s} + \sum_{s=0}^{h-1} A_{13}^s \eta_{3,t+h-s} + \sum_{s=0}^{h-1} A_{14}^s \eta_{4,t+h-s}\right),$$

$Var(\Delta x_{t,h} | \eta_{i,t}) = \sum_{s=0}^{h-1} (A_{1i}^s)^2 \ \sigma_{\eta i}^2$; avec i = 1... m.

En isolant la variance de la somme des coefficients propres à chaque choc, on peut obtenir la proportion des fluctuations de la variance totale de l'erreur de prévision générée par chacun des chocs structurels. Ainsi, on obtient le poids approximatif de chaque choc dans la volatilité de la série considérée.

S'inspirant de Galí (1999), la corrélation conditionnelle à un choc s'obtient par la somme des produits des coefficients de la matrice d'impact associés au choc divisé

par les écart-types conditionnels au même choc, de telle sorte que la corrélation conditionnelle entre y_{1t} et y_{2t} s'écrit :

$$Corr\left(y_{1t}, y_{2t}|\eta_{i,t}\right) = \frac{\sum_{s=0}^{\infty} A^{s}_{y_{1t}|\eta_{i,t}} . A^{s}_{y_{2t}|\eta_{i,t}}}{\left[var\left(y_{1t}|\eta_{i,t}\right)^{1/2} var\left(y_{2t}|\eta_{i,t}\right)^{1/2}\right]},$$

et $var\left(y_{1t}|\eta_{i,t}\right) = \sum_{s=0}^{\infty}(A^{s}_{1i})^{2}$.

3.2 Calcul des intervalles de confiance

À l'instar de Tremblay (2002), les écart-types des corrélations conditionnelles et des sentiers de réponse sont calculés selon la méthode "*Bootstrap après Bootstrap*" de Kilian (1998). Cette méthode permet d'obtenir plus de précision dans les intervalles de confiance puisqu'elle réduit le biais des estimateurs des moindres carrés ordinaires en échantillon restreint.

La méthode "*Bootstrap*" utilise les estimateurs $\hat{y}_t$ et les résidus $\hat{\varepsilon}_t$ afin de générer de nouvelles données artificielles. Un tirage aléatoire avec remise est effectué du vecteur des résidus afin de construire N échantillons de même taille que l'échantillon d'origine des données réelles, de telle sorte qu'on a N séries artificielles du vecteur y_t:

$$y_t^{n_j} = \hat{y}_t + \hat{\varepsilon}_t^{n_j},$$

avec j = 1 ... N, N = 1000 et $\hat{y}_t = \hat{B}_0 + \hat{B}_p(L)\hat{y}_{t-1}$

Pour l'échantillon de taille T du premier tirage aléatoire des résidus, n_1, on a :

$$\begin{aligned} y_1^{n_1} &= \hat{y}_1 + \hat{\varepsilon}_1^{n_1}, \\ y_2^{n_1} &= \hat{y}_2 + \hat{\varepsilon}_2^{n_1}, \\ \vdots &= \vdots + \vdots, \\ y_T^{n_1} &= \hat{y}_T + \hat{\varepsilon}_T^{n_1}, \end{aligned}$$

Le tirage est répété N fois. Après régression des $y_t^{n_j}$ sur les variables retardées $y_{t-p}^{n_j}$ (p = le nombre de retards), on obtient N paramètres estimés, $\tilde{B}$. Plus N est élevé, plus la distribution échantillonnale des paramètres "*Boostrap*" estimés approxime bien celle des paramètres tirés des données réelles.

La méthode "*Bootstrap après Bootstrap*" consiste dans un premier temps à corriger le biais des paramètres estimés à partir des données réelles puisqu'en petit échantillon la distribution empirique des fonctions de réponse ne correspond pas à la distribution asymptotique normale, une conséquence du biais des estimateurs des moindres carrés ordinaires en échantillon restreint.

a) La correction du biais dans les paramètres estimés par MCO permet de réduire l'écart entre la distribution empirique et celle asymptotique normale. Le biais est approximé par l'écart entre la moyenne des paramètres "Bootstrap" et ceux tirés des données réelles de la façon suivante : $\theta = \tilde{B} - \hat{B}$.

b) Ensuite on obtient le module de la matrice $m(\hat{B})$. Pour un module inférieur à l'unité, on construit les coefficients corrigés $\bar{B} = \hat{B} - \theta$. S'il est supérieur ou égal à l'unité, on définit $\theta_{i+1}^* = \theta_i \varphi_i$ avec $\varphi_i = \varphi_1 - 0.01$, $\varphi_1 = 1$ et $\theta_1^* = \theta$;

On construit les coefficients $\bar{B}_i = \hat{B} - \theta_i^*$, on répète le calcul jusqu'à ce qu'on trouve $m(\overline{B}) < 1$, alors $\overline{B} = \overline{B}_i$.

c) On régénère des données artificielles 2*N fois avec les nouveaux coefficients corrigés en remplaçant $\hat{B}$ par $\overline{B}$. On obtient 2*N nouveaux paramètres "*Bootstrap*", $\ddot{B}$. On propose une deuxième correction du biais de la même façon qu'à l'étape (b); le biais calculé à l'étape (a) peut-être utilisé car étant considéré comme une bonne approximation du biais réel.

Alors, on obtient de nouveaux coefficients corrigés, $\bar{\bar{B}}$, utilisés pour obtenir une nouvelle distribution échantillonnale, ensuite calculer les intervalles de confiance et faire de l'inférence statistique.

3.3 Les données

À l'exception du prix réel d'équipement, les données trimestrielles américaines du secteur non-agricole sont tirées du Bureau des statistiques sur le marché du travail (*Bureau of Labor statistics*), accessibles également sur Internet à partir du site de la Federal Reserve Economic Data (FRED de la Banque fédérale de St-Louis). Les séries retenues : PIB réel non-agricole (OUTNFB); heures totales travaillées (HOANBS); population civile active âgée de 16 ans et plus (CLF16OV); déflateur du PIB (IPDNBS). Le PIB réel et les heures per capita sont obtenus en divisant les séries respectives par la population civile active. Ainsi, la productivité moyenne du travail représente le ratio du PIB réel per capita sur les heures per capita.

L'échantillon total couvre les périodes allant de 1948T1 à 2008T3. Scindé en deux sous-périodes, on procède par comparaison des résultats de la période pré et post *Grande Modération*. Le premier sous-échantillon pour la période pré-*Grande Modération* s'arrête à 1979T2; la période de *Grande Modération* commence en 1984T1 et finit en 2008T3, soit un trimestre avant la *Grande Récession*. Selon plusieurs économistes, l'intervalle entre 1979T3 et 1983T4 correspond à une période de flottement durant laquelle la Banque centrale américaine aurait adopté une politique monétaire très différente de celle du reste de l'échantillon.

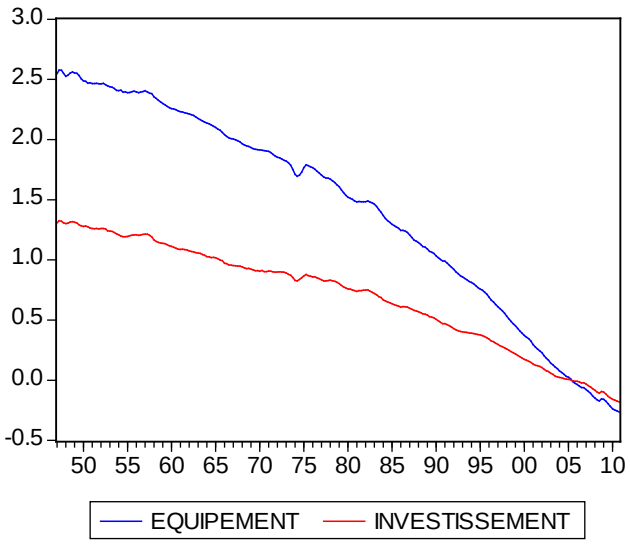
3.3.1 Choix du prix réel de l'investissement

Le prix réel d'équipement inclus dans le système vectoriel autorégressif est tiré des données de DiCecio (2009) qui, en s'inspirant de la méthode de Fisher (2006), a actualisé la série GCV du déflateur d'équipement (Gordon, 1989 et Cummins et Violante, 2002). Le prix réel d'équipement est obtenu par le ratio de la série GCV divisée par le déflateur de consommation. Le déflateur de consommation est dérivé des Comptes nationaux de revenus et produits (NIPA- *National Income and Product Accounts*); il inclut la consommation des biens et services non-durables, les services tirés de la consommation durable et la consommation publique.

Une différence notable existe entre le prix réel d'équipement de DiCecio (2009) et celui de Fisher (2006) même si la pente négative de la variable se rapproche dans les deux cas. La différence est au niveau de l'échelle de la variable logarithmique, supérieure à la série trouvée par Fisher (2006). Par exemple, en 1955, la série de DiCecio tourne autour de 2,5 et reste légèrement positive en 2000. Dans Fisher, en 1955, la série se situe autour de 1,75, devient négative vers 1995 et atteint une

valeur négative en-dessous de -0.25 en 2000. En utilisant la série du prix réel d'équipement de DiCecio pour répliquer les fonctions de réponse de Fisher (2006), on trouve des résultats très similaires dans la forme et le sens des sentiers avec toutefois quelques nuances dans l'amplitude des sentiers de réponse.

Figure 3.1 - Logarithme des prix réels d'équipement et de l'investissement total



Source : DiCecio (2009), données réactualisées jusqu'en 2010

CHAPITRE IV

PRÉSENTATION ET ANALYSE DES RÉSULTATS

4.1 Les sentiers de réponse aux chocs techologiques

Le premier système avec les heures en différence a retenu deux retards pour la période 1948Q1-1979Q4 et un retard pour la période 1984Q1-2008Q3, selon le critère d'information Akaike. Les résultats du système de référence sont comparés à un second SVAR à 4 retards fixes pour les deux périodes, dont une partie des résultats sont rapportés en annexe C. Toutes les fonctions de réponses à un écart-type des chocs respectifs sont présentées avec des intervalles de confiance de 95 %.

Les principales restrictions imposées dans le SVAR sont respectées pour les deux sous-échantillons, à savoir :

a) seul le choc technologique spécifique à l'investissement (I-choc) a un effet permanent sur le prix réel de l'investissement et cet effet est négatif;

b) les deux chocs technologiques ont un effet positif permanent sur la productivité moyenne du travail;

c) le choc non-technologique et le choc monétaire n'ont qu'un impact transitoire sur ces deux variables.

4.1.1 Impact sur le prix réel de l'investissement et la productivité moyenne du travail

La figure 4.1 présente les réponses du prix réel de l'investissement et de la productivité aux deux chocs technologiques conformément aux restrictions additionnelles de Fisher imposées au modèle. Il existe une différence notable entre les deux périodes. Après 1984, le prix réel de l'investissement en réaction à l'I-choc présente un impact initial négatif beaucoup plus prononcé (environ le double de l'impact initial du sous-échantillon pré-84), mais un effet de long terme légèrement moins important. Le choc technologique neutre (N-choc) continue de provoquer une réaction temporaire positive du prix réel de l'investissement; toutefois, la réponse générée se rapproche de zéro. Cela se vérifie dans les deux systèmes, le système de référence avec retard déterminé par le critère Akaike et le système à 4 retards.

Les réponses positives de la productivité du travail aux deux chocs technologiques subissent également quelques modifications après 1984. L'impact à court terme de l'I-choc est en hausse alors que celui du N-choc affiche une baisse. On note que l'effet du N-choc est quasi-égal à celui de l'I-choc à court-terme, mais, à long terme devient plus important. De manière générale, l'impact de l'I-choc sur la productivité moyenne du travail sur tout l'horizon post-84 dépasse de 2 à 5 fois les résultats pré-24. À l'inverse, la réponse de la productivité du travail suite à un N-choc positif s'est contractée sur tout l'horizon. Ce qui suggère que pour la variable productivité, le rôle du choc technologique spécifique à l'investissement (I-choc) se serait renforcé au détriment de celui du choc technologique neutre (N-choc).

Les résultats sont confirmés dans le système à 4 retards avec quelques détail près. La différence la plus considérable réside dans la réaction de la productivité au N-

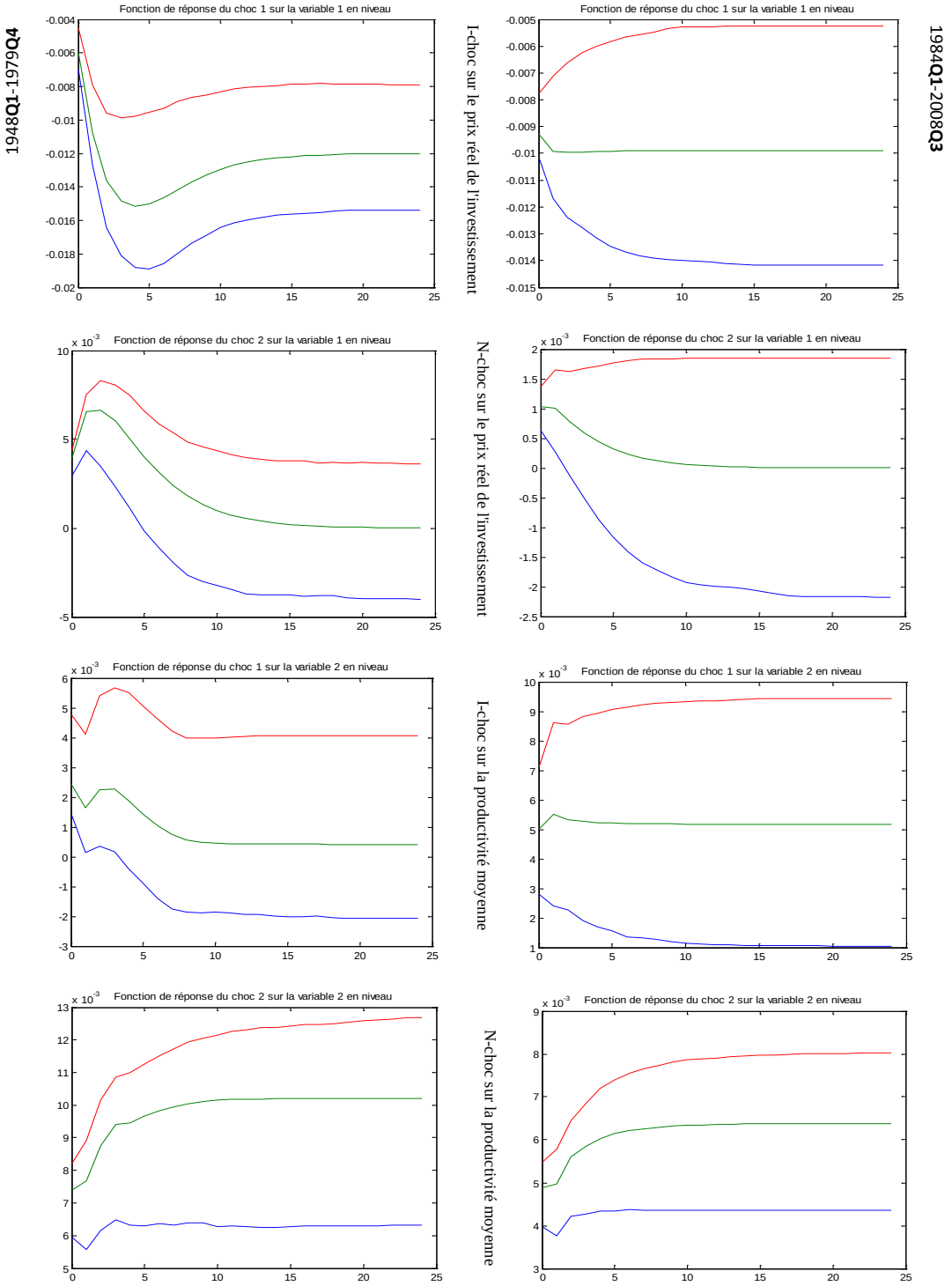
choc. De manière générale, l'impact du N-choc sur la productivité est beaucoup plus faible dans le système à 4 retards.

Les intervalles de confiance indiquent que les fonctions de réponse de la productivité moyenne relatives au N-choc sont très significatives pour les deux périodes; mais suite à l'I-choc, elles sont significatives durant tout l'horizon post-84, mais seulement durant les trois premiers trimestres pré-84. Pour leur part, les sentiers de réponse du prix réel de l'investissement à l'I-choc sont tous significatifs. Relative au N-choc, la fonction de réponse du prix réel à l'investissement reste significative uniquement pour les quatre premiers trimestres pré-84; une grande incertitude entoure la réponse post-84, significative au premier trimestre seulement.

4.1.2 Impact sur le PIB réel non-agricole et les heures per capita

La figure 4.2 présente les fonctions de réponse des heures et du PIB réel dans le premier SVAR avec double correction de biais pour les heures utilisées en différence. Les réponses des heures influencent grandement celles du PIB réel per capita qui s'obtiennent en additionnant les coefficients d'impact de la productivité et des heures per capita. Dans un premier temps, on constate que les fonctions de réponse post-84 des heures aux deux chocs technologiques sont totalement de signe opposé. Tel n'est pas le cas pour les résultats pré-84. À l'exception du premier trimestre pré-84 où la réponse des heures suite à un N-choc est négative, le reste du sentier tourne immédiatement au positif et se situe à un niveau relativement élevé à moyen et long termes. Alors qu'une bonne partie de la réponse à l'I-choc se situe dans le cadran positif entre le quatrième et le dixième trimestre.

Figure 4.1 – Impact des chocs technologiques sur le prix réel de l'invest. et la productivité

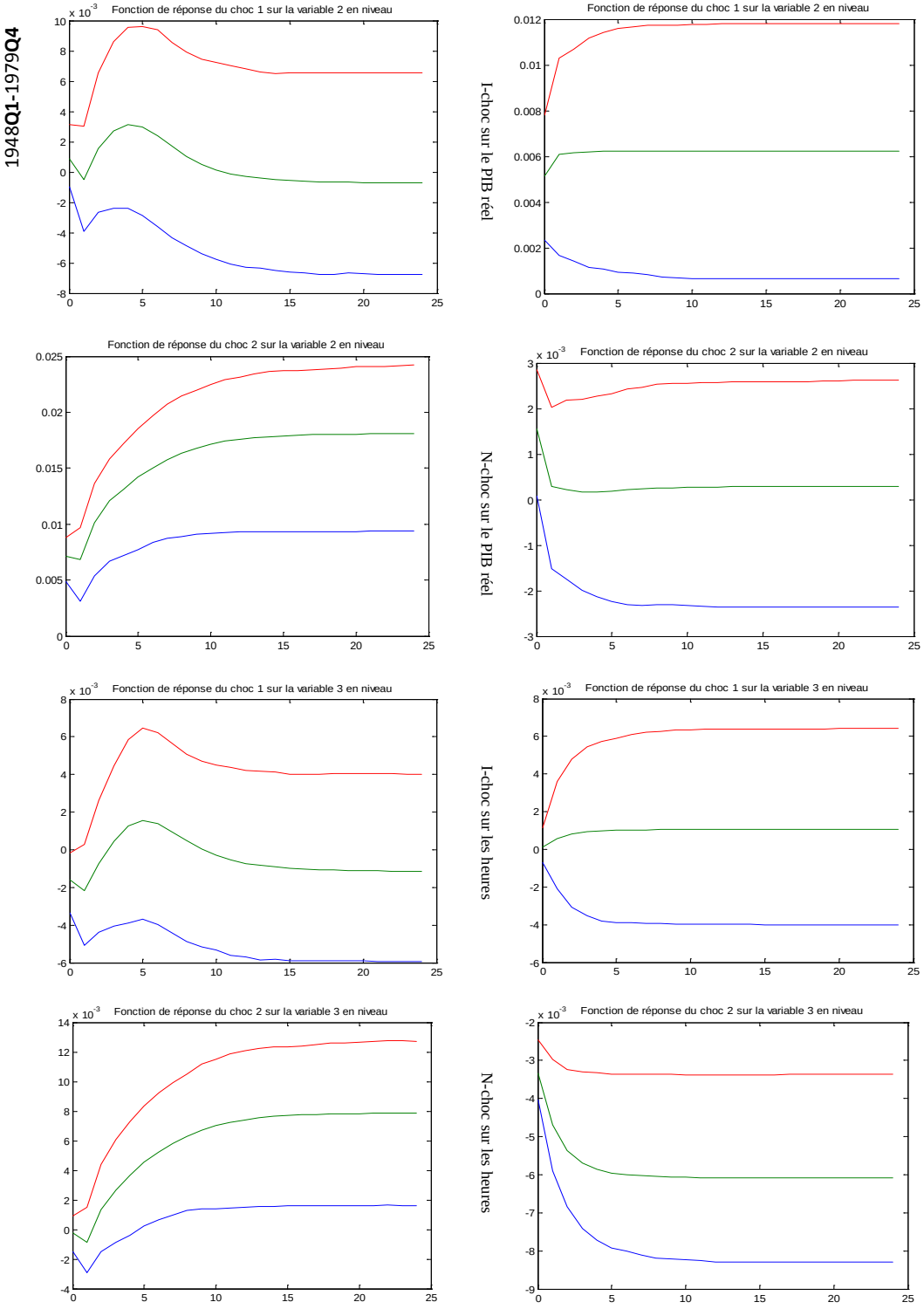


Dans un second temps, en comparant les sentiers obtenus pour les deux sous-échantillons, on observe une inversion des réponses des heures à chacun des chocs technologiques à partir de 1984. De partiellement négative, la réponse post-84 des heures à l'I-choc devient totalement positive; de positive et en hausse, sauf pour le premier trimestre, la réponse post-84 des heures au N-choc est négative et en baisse sur tout l'horizon, avec une forte accentuation de la baisse à moyen terme.

Les sentiers de réponse du PIB réel rappellent la forme de ceux des heures dont l'influence est prépondérante dans le calcul de la matrice des coefficients de l'output. Après 1984, la réaction du PIB devient totalement positive à l'I-choc et beaucoup plus forte que celle générée par le N-choc qui à l'inverse s'est affaissée. Le sentier de réponse pré-84 du PIB per capita suite à l'I-choc n'est aucunement significatif, alors que suite à un N-choc, il l'est sur tout l'horizon. On observe une inversion de la significativité des réponses post-84, l'effet de l'I-choc devient hautement significatif sur tout l'horizon; tandis qu'une grande incertitude entoure l'impact du N-choc.

Dans le SVAR à 4 retards fixes, on note une dissemblance dans l'ampleur de l'impact des chocs sur les heures et la productivité (annexe C). Par exemple, les effets du N-choc sur les heures s'accentuent considérablement pour les deux sous-périodes; et la productivité réagit plus faiblement au N-choc. Ce qui semble expliquer les résultats d'impact négatif que présente le PIB réel suite à un choc technologique neutre. Or, il est largement admis dans la littérature que le PIB répond positivement à un choc technologique neutre. Un nombre de retards trop élevé dans le SVAR serait à l'origine du biais ayant conduit à la surévaluation de l'effet du N-choc sur les heures ainsi que la sous-évaluation de son impact sur la productivité.

Figure 4.2 – Impact des chocs technologiques sur le PIB réel et les heures per capita



Par contre, une bonne partie de la réponse pré-84 du PIB au choc technologique spécifique demeure négative dans les deux systèmes, et totalement négative à long terme. Même si dans les deux cas, les sentiers de réponse ne sont pas du tout significatifs. Cependant, l'impact de l'I-choc sur le PIB réel demeure largement surestimé dans le SVAR à 4 retards fixes avant et après 84. Il devient inutile de continuer la comparaison des résultats avec le SVAR à 4 retards fixes.

À noter que l'on obtient des réponses divergentes des heures au choc neutre dans un SVAR réduit à trois variables en imposant uniquement les restrictions de Galí (1999) (les mêmes variables excluant le prix réel de l'investissement, c'est-à-dire sans l'I-choc, avec les heures en différence). Dans le modèle à trois variables les retards sont également déterminés par le critère d'information Akaike (résultats non rapportés, p=4 et p=2 respectivement pour chacune des sous-périodes). La présence de l'I-choc semble ne pas influencer le sens de l'impact du N-choc sur les heures après 1984; avec une amplitude légèrement plus forte, le SVAR réduit donne des résultats similaires qu'avec notre système de référence. Par contre, avant 1984 le N-choc génère un effet négatif sur tout l'horizon, on ne retrouve nullement l'effet positif sur cette variable tel qu'observé dans le système de référence.

4.1.3 Impact sur l'inflation et le déflateur du PIB réel non-agricole

Le comportement de l'inflation et du déflateur du PIB réel suite aux chocs technologiques après 1984 s'est profondément transformé tel que le montre la figure 4.3. D'abord, l'effet initial de l'I-choc sur l'inflation se change en positif, s'accentuant fortement et converge presqu'immédiatement vers zéro; l'effet ne dure qu'environ un trimestre. Alors que dans la réponse pré-84, en passant du

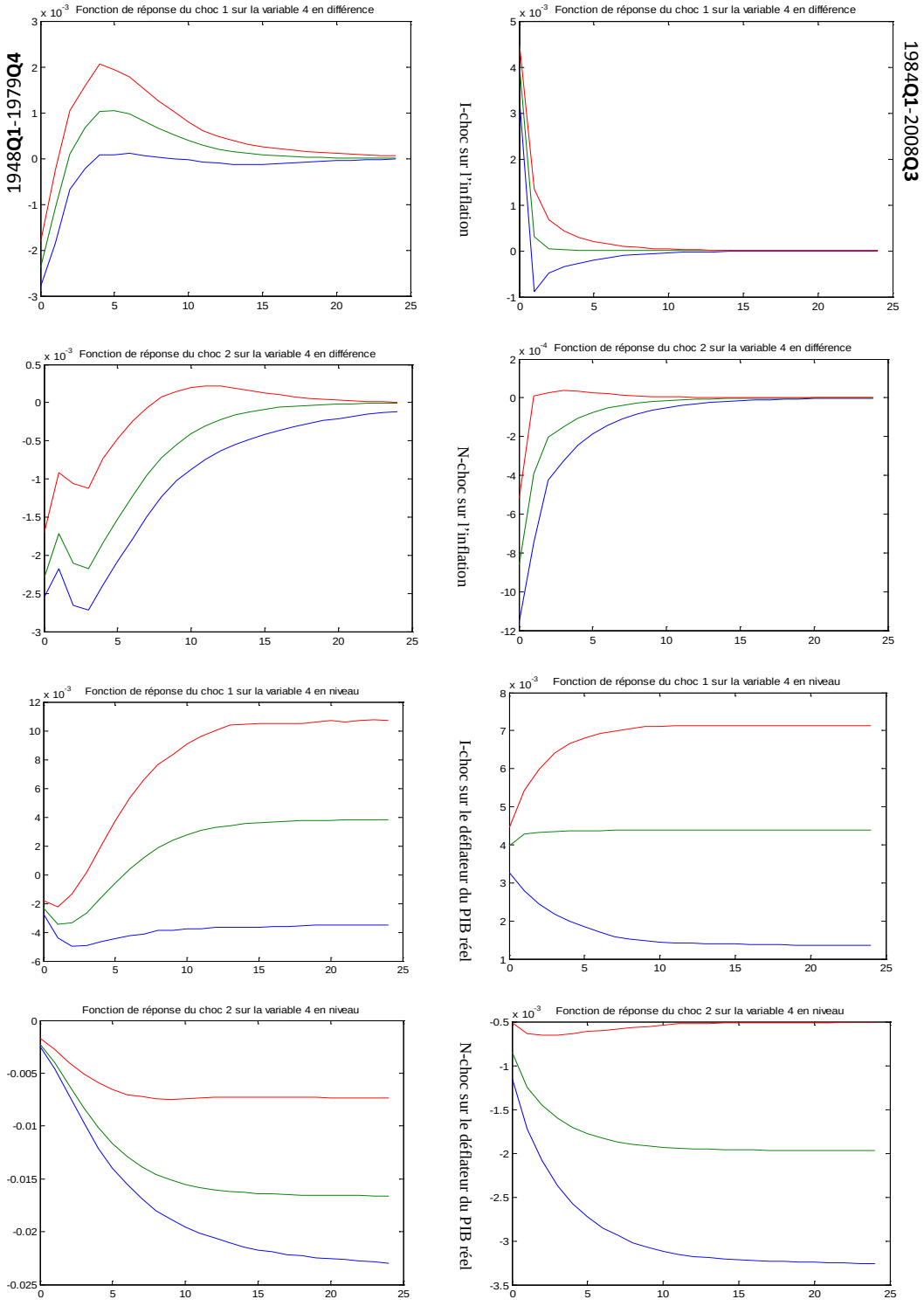
négatif vers le positif, l'impact s'étire sur cinq trimestres avant de converger graduellement vers zéro.

La réponse de l'inflation au N-choc subit les transformations moins radicales en demeurant négative sur tout l'horizon. La réponse pré-84 négative de l'inflation s'étale sur plus de 15 trimestres en débutant par un impact initial fort. L'impact du N-choc sur l'inflation a considérablement chuté au passage de la *Grande Modération.* La convergence vers zéro survient immédiatement, l'effet reste très proche du nul dès les deux premiers trimestres. Dans la durée, l'effet des deux chocs technologiques sur la variable ne dure qu'à très court terme après 1984.

Les réponses des prix (déflateur du PIB réel) reflètent les changements de comportement de l'inflation en termes variation des niveaux de l'impact et de changement de signe suite aux deux chocs technologiques. D'abord, on s'aperçoit que la réaction initiale négative des prix en réponse à l'I-choc, devient positive après 84 et demeure totalement dans la partie supérieure à zéro; le sentier de réponse se stabilise très vite. À l'instar de l'inflation, l'ampleur de l'impact négatif du N-choc sur les prix chute énormément (en valeur absolue) et se stabilise rapidement.

Les sentiers de réponse du déflateur du PIB présentent une haute significativité à l'exception des deux premiers trimestres pré-84 de la réaction à l'I-choc. Quant à l'inflation, les impacts initiaux et sur les premiers trimestres se révèlent tous significatifs.

Figure 4.3 - Impact des chocs technologiques sur l'inflation et le déflateur du PIB réel



Par ailleurs, il semble que l'introduction du choc spécifique à l'investissement n'ait pas modifié considérablement la réponse de l'inflation et du déflateur du PIB réel au choc neutre à la *Grande Modération*. Selon les résultats obtenus du SVAR réduit à trois variables, bien qu'accentué, les résultats pré-84 et post-84 issus du modèle SVAR réduit sont fortement ressemblants (résultats non-rapportés).

4.2 Décomposition de la variance

La décomposition de la variance des erreurs de prévision renseigne indirectement sur la contribution de chaque choc dans la volatilité de la variable. Les paragraphes suivants présentent la décomposition de la variance pour le PIB réel et l'inflation, celle des autres variables est jointe à l'annexe D.

4.2.1 Effet des chocs sur la variance du PIB réel

La figure 4.4 suggère un rôle capital des chocs monétaire et technologique neutre dans la réduction de la volatilité du PIB réel. En effet, le choc monétaire (*de l'équation de l'inflation*) et le choc technologique neutre, dans une proportion quasi-équivalente, apparaissent comme les premiers responsables d'une baisse de volatilité du PIB réel après 1984. On observe qu'avant 1984, ces deux chocs à eux seuls généraient entre 40 à 45 % de la volatilité du PIB réel sur un horizon de vingt trimestres. À la *Grande Modération*, la chute des contributions des deux chocs est considérable; désormais, ils génèrent moins de 6 % des fluctuations du PIB réel. À l'opposé, le choc technologique spécifique à l'investissement qui avait une portée négligeable sur les fluctuations du PIB avant la *Grande Modération*, en devient un

important contributeur après 1984; il produit environ 35 % des projections de fluctuations du PIB réel. La contribution du choc non-technologique s'est renforcée en conservant sont rôle de principal producteur de volatilité, passant d'environ 50 % à 60. On peut déduire que la perte de volatilité du PIB est associée en grande partie aux choc monétaire et N-choc.

4.2.2 Effet des chocs sur la variance de l'inflation

Pour la période d'avant la *Grande Modération*, de 75 % à 55 % des fluctuations prévisionnelles sont générées par les deux chocs technologiques avec une domination nette du choc neutre après le second trimestre (figure 4.5). Le choc monétaire détient la balance des fluctuations de l'inflation pour tout l'horizon prévisionnel considéré. Après 1984, apparaît une prédominance nette du choc s'est technologique spécifique en occasionnant à lui seul environ 75 % des prévisions de fluctuations de l'inflation. Le choc technologique neutre devient négligeable pour tout l'horizon prévisionnel, en restant sous la barre des 5 %. Tandis que la contribution du choc monétaire décline pour constituer moins de 20 % des parts de volatilité; le poids du choc monétaire accuse une baisse de plus de 50 % dans la volatilité de l'inflation à partir du quatrième trimestre. On peut déduire que les chocs neutre et monétaire sont davantage susceptibles de causer une chute de volatilité de l'inflation, avec une incidence plus élevée du premier.

4.2.3 Comparaison avec la décomposition de variance pour les heures en niveau

Une différence de taille s'impose dans les contributions des chocs à la volatilité des variables selon que l'on considère les heures I(1) ou I(0). Avec les heures en niveau, donc I(0), dans le SVAR à 4 variables, on obtient p=2 et p=8, selon le critère d'information Akaike respectivement pour les deux sous-périodes. De manière générale, la contribution du choc technologique spécifique à la volatilité des variables s'amplifie avant 1984 (voir annexe E); sauf pour l'inflation où le poids de l'I-choc à court terme a légèrement baissé au lieu de se renforcer comme pour le PIB réel. À la *Grande Modération*, l'I-choc devient le seul générateur de volatilité, au-dessus de 90 % la plupart de l'horizon pour les deux variables. Ainsi, la baisse de volatilité serait attribuable à une combinaison des trois autres chocs. Dans le cas de l'inflation, la perte de volatilité serait influencée davantage par le choc neutre. L'analyse de la contribution des différents chocs à la stabilité des variables se révèle tributaire de la spécification des heures utilisées dans le système.

Figure 4.4 - Décomposition de la variance du PIB réel non-agricole

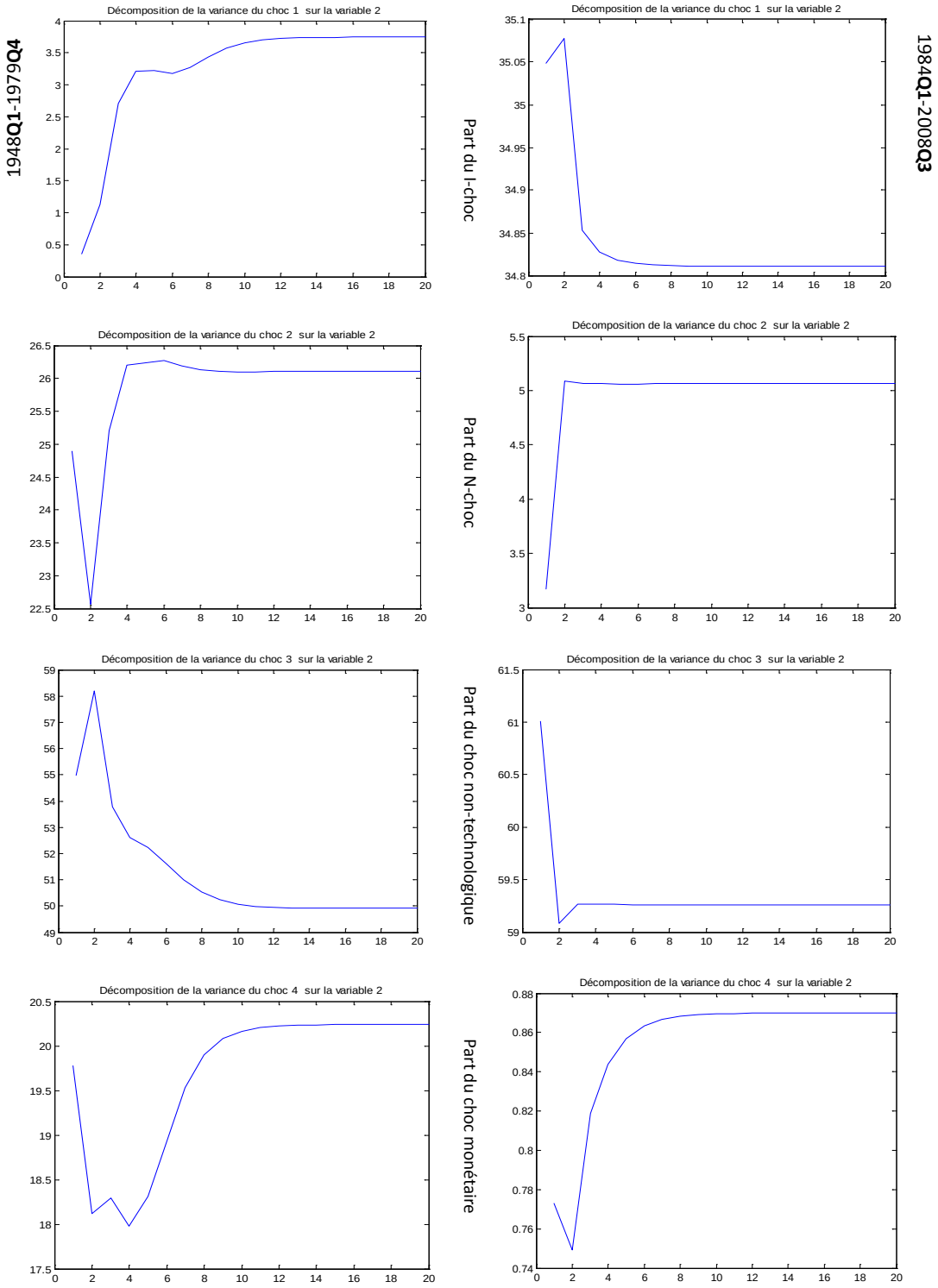
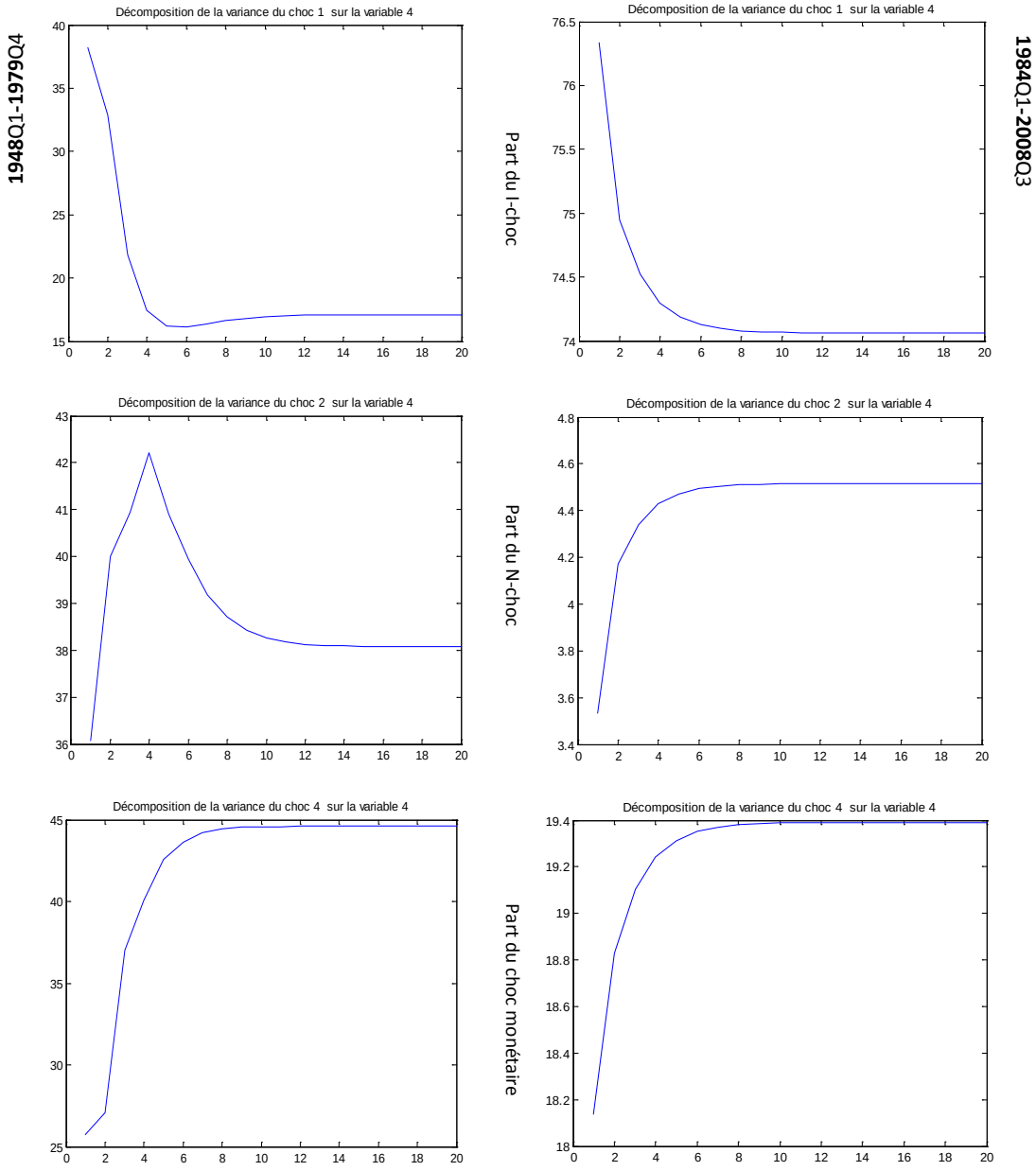


Figure 4.5 - Décomposition de la variance de l'inflation



4.3 Analyse des corrélations

De manière générale, les relations non-conditionnelles obtenues à partir de la matrice de coefficients de la forme moyenne mobile du SVAR de référence confirment la forte perte du degré de mémoire de l'inflation prédite dans le tableau 2 (page 7). La chute du coefficient d'auto-corrélation du premier ordre à la *Grande Modération* se révèle moins sévère. Cependant, il faut souligner quelques nuances importantes. D'une part, l'auto-corrélation pré-84 de l'inflation se révèle beaucoup plus forte dans les résultats du SVAR avec des coefficients plus élevés de 10 points dans l'ensemble. Et, d'autre part, dans les résultats post-84 pour les ordres supérieurs à un, l'inflation conserve une persistance assez moyenne qui se stabilise rapidement.

On remarque également que les co-mouvements de l'inflation avec le cycle obtenus du SVAR s'écartent des résultats présentés au tableau 3 (page 10). De même que pour les coefficients d'auto-corrélation, tous les coefficients croisés post-84 entre l'inflation et le PIB réel per capita sont en forte diminution, à l'exception de celui du premier trimestre avant le cycle. Et malgré l'important déclin dans le co-mouvement non-contemporain pour la plupart des coefficients, il semble subsister un lien non-négligeable entre le cycle et l'inflation révélé par les corrélations croisées passées. Les résultats confirment que l'inflation précède le cycle puisque les coefficients croisés futurs s'affaissent en s'approchant étroitement de zéro. Cette tendance s'est renforcée après 84. Dans le SVAR, la corrélation contemporaine entre le cycle et l'inflation est beaucoup plus faible (-0,21 contre -0,38); par contre, à la *Grande Modération*, il survient un changement majeur puisque la relation contemporaine devient faiblement positive et ce changement de signe est amorcé dès le premier ordre précédent. Ce qui contraste avec la déconnection prévue par le tableau 3.

4.3.1 Persistance de l'inflation

À la *Grande Modération,* la matrice d'impact nous révèle une chute de la persistance de l'inflation à 22 % dès le premier ordre. La mémoire de la variable se dilue davantage au second ordre avec une chute importante de 43 %; il ne reste qu'un lien modéré positif entre la variable et ses valeurs des trimestres suivants. L'inflation aurait gardé une persistance moyennement faible cinq trimestres plus tard.

Tableau 4.1 - Changement dans l'auto-corrélation de l'inflation

		Coefficient d'auto-corrélation				
	Ordre	*1*	*2*	*3*	*4*	*5*
Inflation (taux de croissance du déflateur du PIB réel- secteur non-agricole)	*Pré-84*	*0,95*	*0,88*	*0,80*	*0,73*	*0,68*
	Post-84	0,74	0,50	0,49	0,49	0,49
	$\frac{\text{Post-84}}{\textit{Pré-84}}$	*0,78*	*0,57*	*0,62*	*0,67*	*0,71*

L'analyse des auto-corrélations conditionnelles aux différents chocs du SVAR explique la stabilité observée dans le degré de mémoire de l'inflation après le premier ordre post-84 (voir l'annexe F). La plupart des coefficients conditionnels affichent une relative stabilité à partir du troisième ordre. Toutefois, la baisse généralisée des coefficients non-conditionnels ne se confirme que pour les résultats conditionnels au choc neutre mais en importance très limitée. Soumis au choc monétaire, la mémoire de la variable reste très élevée et particulièrement stable, affichant des valeurs supérieures à 0,80 sur tout l'horizon.

Les plus fortes baisses de persistance des deux premiers ordres surviennent pour les coefficients conditionnels à l'I-choc et au choc non-technologique. L'auto-corrélation

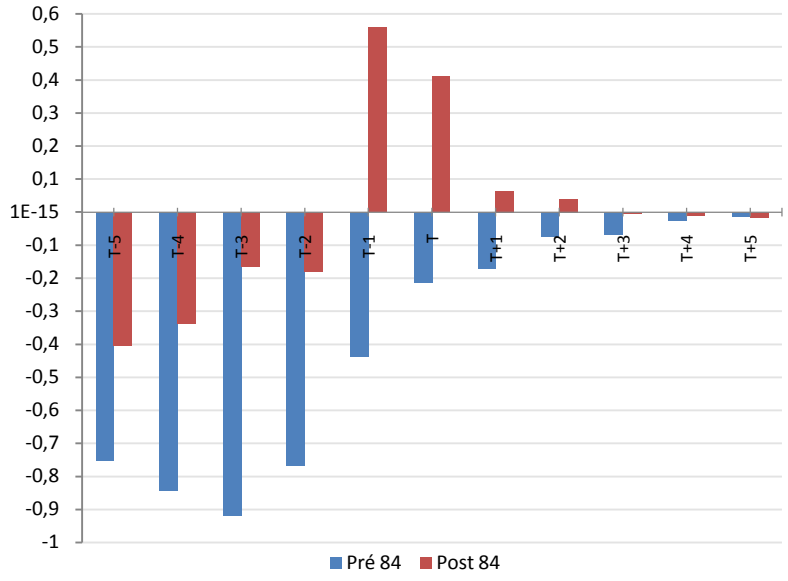
conditionnelle à l'I-choc a subi de sérieuses modifications en devenant totalement positive sur tout l'horizon considéré. Ainsi les coefficients négatifs des quatrième et cinquième ordre ont changé de signe, et garde un niveau de persistance comparable. Le profil d'auto-corrélation faible définit par le choc spécifique à l'investissement contraste grandement avec les résultats non-conditionnels. Les chocs monétaire et neutre se positionnent en meilleure place dans l'explication de la persistance élevée au premier ordre et modérée les ordres subséquents, avec la *Grande Modération*. L'effet stabilisateur viendrait du choc monétaire pour les ordres supérieurs à deux dont les résultats sont fortement significatifs.

Quand on isole le choc non-technologique, il semble influencer les changements du degré de mémoire survenus durant les deux premiers ordres de l'auto-corrélation non-conditionnelle de l'inflation. L'effet combiné du choc non-technologique et de l'I-choc pourrait expliquer le déclin relatif de la persistance de l'inflation. Et particulièrement à partir du second ordre, il semble que c'est le choc non-technologique qui impose son rythme baissier. En analysant les résultats des auto-corrélations conditionnelles, il semble raisonnable de retenir une association des effets des différents chocs à des degrés divers afin de maintenir une persistance élevée puis modérée et stable de l'inflation. Toutefois, à l'inverse des résultats pré-84, il existe une grande incertitude autour de la vaste majorité des coefficients conditionnels post-84. Seuls les coefficients conditionnels au choc monétaire sont significatifs et le coefficient d'ordre un soumis au choc neutre.

4.3.2 Co-mouvement de l'inflation avec le cycle

Dans la relation entre l'inflation et le PIB réel, on décèle plusieurs changements à l'apparition du phénomène *Grande Modération* (voir la figure 4.6) : a) une très forte baisse en valeur absolue non uniforme des coefficients croisés à l'exception du trimestre précédent le cycle; b) Le co-mouvement n'est plus anticyclique sur tout l'horizon. Un changement de signe survient le trimestre précédent jusqu'au second trimestre suivant la relation contemporaine; c) L'inflation devient procyclique avec un lien contemporain positif moyennement élevé avec le cycle; d) les corrélations croisées futures s'annulent entre l'inflation et le PIB réel.

Figure 4.6 - Corrélation non-conditionnelle entre le PIB et l'inflation



Avant la *Grande Modération*, une baisse de l'inflation précédait une période d'expansion économique. Ainsi, les coefficients croisés passés affichent un lien

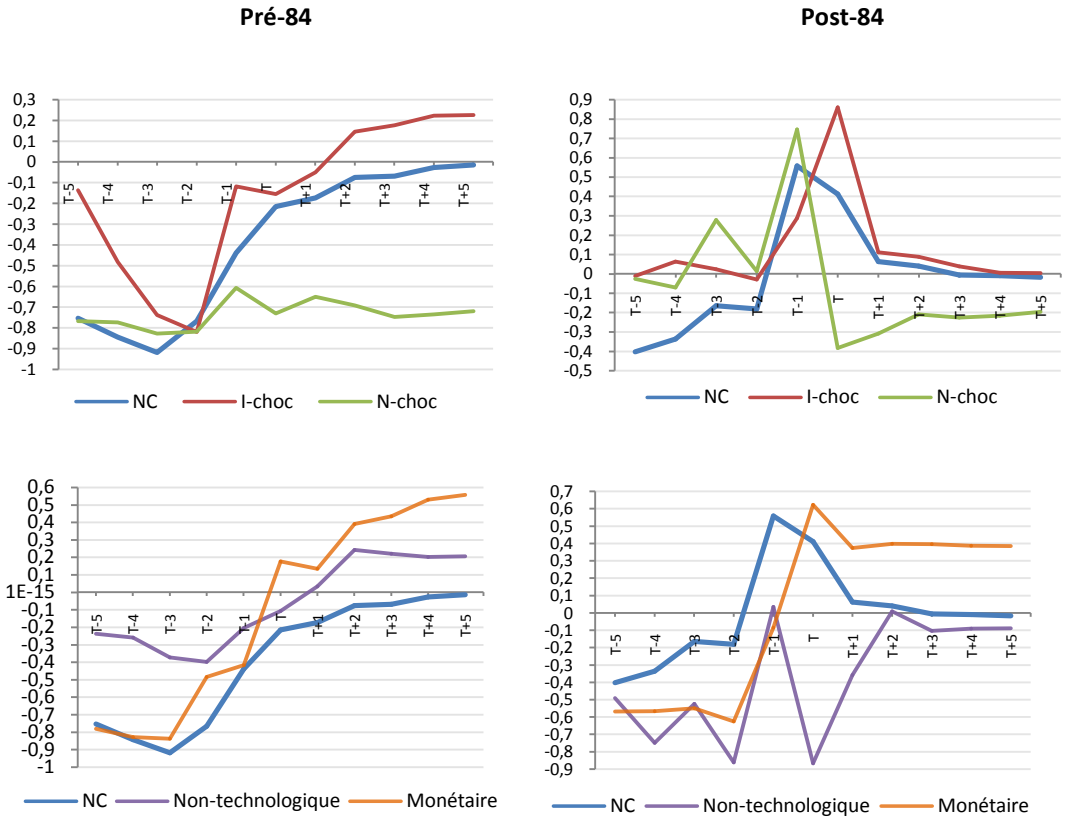
négatif fort, particulièrement durant les cinq à trois trimestres antérieurs. Le cycle ne semble pas exercer une influence manifeste sur les valeurs futures de l'inflation; les coefficients croisés futurs restent proches de zéro. L'inflation ne conserve qu'un faible lien avec le PIB de manière contemporaine.

Après 1984, à la *Grande Modération*, l'inflation continue de précéder le cycle, mais la relation n'est plus dans un unique sens. Sur les quatre trimestres les plus éloignés, la relation reste négative bien que largement atténuée, suivie d'une poussée inflationniste juste avant cycle. La relation contracyclique se transforme radicalement et l'inflation évolue désormais dans le même sens que le cycle. Le changement de signe se poursuit sur les deux trimestres suivants bien que les coefficients approchent de zéro. Par ailleurs, la déconnection totale du PIB avec les valeurs futures de l'inflation se trouve renforcée.

Les corrélations croisées conditionnelles aux différents chocs présentent des transformations substantielles à la *Grande Modération* (figure 4.7). Affichant un lien négatif très ténu avant 1984, le co-mouvement contemporain soumis à l'I-choc fait un bond positif fulgurant au cours de la période post-84. Le changement de signe intervient dès le trimestre précédent le cycle comme pour les co-mouvements non-conditionnels. On note également que les coefficients croisés produits par l'I-choc se diluent complètement. Le changement de signe survient également dans le cas du N-choc durant trois trimestres avant le cycle; à l'exception du trimestre précédent immédiatement le cycle, on constate une ample réduction de tous les coefficients conditionnels au N-choc.

La baisse généralisée des coefficients ne s'avère pas quand on isole les effets du choc monétaire. Les diminutions conséquentes s'opèrent pour les coefficients croisés passés à l'exception du second ordre. On n'observe aucun changement de signe. Toutefois, on note une remarquable remontée de la relation contemporaine soumise au choc monétaire suivie d'une grande stabilisation de la relation à un niveau moyen.

Figure 4.7 - Comparaison des corrélations non-conditionnelles et conditionnelles aux chocs



Le choc non-technologique issu de l'équation des heures apporte avec lui des modifications assez radicales transformant la relation entre inflation et PIB en négative quand elle n'est pas annulée. Il s'en suit un renforcement robuste des

coefficients croisés passés jusqu'à la relation contemporaine, à l'exception de l'ordre un, laissant place à un effacement graduel du lien entre les deux variables.

La transposition ainsi que la progression du coefficient du trimestre précédent le cycle semble s'expliquer par la combinaison du N-choc et de l'I-choc tandis que l'effet du choc monétaire s'annule. Le choc monétaire apparaît comme celui qui cause le maintien d'un rapport négatif faible entre le cycle et les valeurs passées de l'inflation. Aussi, il paraît logique d'avancer que le changement surprenant de signe de la relation contemporaine entre l'inflation et le cycle tire son origine du bond positif spectaculaire dû à l'I-choc et au choc monétaire. Ce lien semble toutefois être tempéré par le N-choc. Ce dernier jouerait le contrepoids face au choc monétaire, ce qui permettrait à l'I-choc de peser davantage dans les relations croisées futures. Dans la combinaison des effets qui transforme le co-mouvement entre l'inflation et le PIB, le choc non-technologique semble jouer un rôle moins déterminant même s'il est difficile de fixer son poids réel par une simple analyse de ces figures.

Sous l'angle des corrélations croisées conditionnelles, certains chocs constituent de manière très visible une source importante de changement dans la relation non-contemporaine entre le PIB réel et l'inflation. C'est le cas du choc spécifique à l'investissement, du choc monétaire et du choc neutre. Toutefois, une grande incertitude entoure les coefficients croisés. Très peu des coefficients conditionnels sont significatifs pour les deux périodes au seuil de 5 % (annexe G). La relation contemporaine devient significative après 1984 pour les chocs monétaire, non-technologique et technologique spécifique, sauf pour le choc neutre. Soumis au choc neutre, tous les résultats pré-84 présentent un fort degré de significativité, tandis que ceux post-84 perdent en totalité toute significativité.

CONCLUSION

Le présent travail de recherche porte sur les effets du choc technologique spécifique à l'investissement sur l'inflation suite aux changements structurels observés dans l'économie américaine après 1984. Le choc spécifique à l'investissement serait à l'origine de nombreux de ces changements ayant frappé les agrégats macro-économiques tels que le PIB réel, les heures et la productivité moyenne. Ce type de choc technologique est le seul qui produit un impact de long terme sur le prix réel de l'investissement ; ce dernier permet donc de le récupérer dans un système vectoriel auto-régressif. À cet effet, le modèle SVAR se sert de la variable prix réel d'équipement proposée par DiCecio (2009) qui réplique la méthodologie de Fisher (2006). Quatre variables composent le système dans cet ordre, les taux de croissance du logarithme : du prix réel de l'investissement, de la productivité moyenne du travail, des heures per capita et du déflateur du PIB réel. À l'exception de la première variable, toutes les autres proviennent du secteur non-agricole de l'économie américaine. Pour la construction des intervalles de confiance, la méthode de double correction de biais « *Bootstrap après Bootstrap* » réduit au minimum les biais inhérents à la méthode des Moindres Carrés Ordinaires en petit échantillon. Les heures per capita sont utilisées en première différence afin de tenir compte de la non-stationnarité détectée dans les données, même si plusieurs chercheurs font une utilisation de cette variable en niveau puisqu'elle est censée être stationnaire. Les chercheurs demeurent partager sur le meilleur choix à opérer quand il s'agit d'inclure les heures dans un SVAR. Et selon qu'on utilise les heures en

niveau ou en différence, le poids du choc spécifique à l'investissement dans les fluctuations du PIB change de manière considérable. Toutes les variables sont considérées intégrées d'ordre un et non-cointégrées entre elles. La spécification du SVAR est correcte et le choix du nombre de retard se fait par le critère d'information Akaike.

Le système vectoriel auto-régressif en conformité avec les principales restrictions du modèle, confirme la rupture survenue autour de 1984 dans le comportement des agrégats économiques. Les sentiers de réponse issus du SVAR reflètent les changements structurels de l'économie. Un changement important s'est également produit dans le sentier de réponse généré par l'I-choc sur le PIB qui devient totalement positif après 1984. L'importance des chocs en termes d'impact sur le PIB s'est inversée après 1984. l'I-choc prédomine nettement le N-choc avec une réaction positive beaucoup plus forte sur le PIB alors que l'impact du choc neutre se contracte. L'introduction du choc technologique spécifique à l'investissement conduit à des réponses opposées des heures per capita aux deux chocs technologiques, avec une permutation de signe après 1984. Cependant, le choc neutre conserve sa prépondérance en comparaison avec l'I-choc. Pour sa part, la transformation de la réponse de l'inflation aux chocs technologiques montre une coupure radicale dans la durée de l'impact; ce qui se vérifie également pour le choc monétaire. L'impact de l'I-choc s'est renforcé au détriment du N-choc, et devient positif sur tout l'horizon.

Les décompositions de la variance conditionnelle nous renseignent indirectement sur les causes probables de la perte de volatilité des agrégats économiques à partir de 1984.

Ainsi, les chocs technologique neutre et monétaire apparaissent-ils directement liés à la stabilité accrue du PIB réel per capita, quasiment de manière équivalente. L'empreinte du N-choc et du choc monétaire sur la chute de volatilité du PIB réel se révèle nettement sans ambigüité; tandis que le choc spécifique à l'investissement a accru sa part dans la volatilité du PIB après 1984. De son côté, l'inflation doit sa chute de volatilité selon toute vraisemblance principalement au choc technologique neutre, et dans une moindre mesure, au choc monétaire. On peut conclure que la chute de volatilité aussi bien du PIB réel que de l'inflation est attribuable au choc technologique neutre et au choc monétaire dont les contributions aux fluctuations de ces deux variables se sont considérablement réduites. Le choc technologique spécifique à l'investissement ne semble être aucunement à l'origine de la stabilisation macroéconomique de ces deux variables; après 1984, la contribution de l'I-choc aux fluctuations s'accroit de préférence. Ces résultats révèlent également que le choc non-technologique ne peut être négligé, car il demeure celui qui contribue le plus aux fluctuations du PIB avant et après 1984.

Le SVAR avec double correction de biais révèle une chute relativement importante de la mémoire de l'inflation. De très forte avant la *Grande Modération*, la persistance de l'inflation reste assez élevée à l'ordre un avant de devenir moyenne et stable très rapidement. Une stabilité provoquée en grande partie par le choc monétaire, si l'on juge par les résultats. Le choc monétaire et le N-choc semblent détenir une grande responsabilité dans le maintien du degré de mémoire au fil du temps. D'un autre côté, l'effet combiné de l'I-choc et du choc non-technologique serait à l'origine de la chute de l'auto-corrélation du second ordre ainsi que pour les coefficients subséquents. Les coefficients conditionnels ne révèlent pas dans quelle

proportion chacun des chocs agirait sur la transformation de la persistance de l'inflation.

De son côté, le comportement cyclique de l'inflation a subi également de grandes modifications au passage de la *Grande Modération*. L'inflation très faiblement contracyclique auparavant devient de manière surprenante procyclique; des liens positifs relativement consistants apparaissent dès le trimestre précédent immédiatement le cycle. À partir de 1984, on déduit qu'on peut s'attendre à une poussée inflationniste un trimestre avant une expansion économique; alors qu'aux trimestres antérieurs, il devrait survenir une baisse inflationniste.

Sous l'angle de l'évolution conditionnelle aux chocs de l'inflation en rapport avec le cycle, les résultats pointent vers une forte empreinte visible du choc technologique spécifique à l'investissement. En effet, les corrélations croisées, contemporaines et futures, induites par ce choc en particulier, semblent entraîner les co-mouvements non-conditionnels. Malgré de sérieuses perturbations induites par l'l-choc, ce dernier n'est pas le seul à l'origine du changement de signe dans la relation entre l'inflation et le cycle. Le choc neutre paraît tout aussi déterminante dans le changement de signe survenu à l'ordre 1; l'association entre la hausse induite par ce choc et la valeur quasi-nulle obtenue avec le choc monétaire pourrait expliquer le pic atteint à cet ordre précis par le co-mouvement entre l'inflation et le PIB réel per capita. Le choc monétaire reste un acteur important notamment dans le maintien d'un niveau faible négatif de la relation croisée passée. Le choc non-technologique semble jouer un rôle mineur dans l'ensemble même si son poids est plus difficile à évaluer.

Les coefficients conditionnels n'établissent pas clairement la proportion des changements induite par chaque choc. Si le choc technologique spécifique à l'investissement marque visiblement le co-mouvement de l'inflation avec le cycle , il demeure que le choc monétaire ainsi que le choc technologique neutre continuent d'influencer le comportement cyclique de l'inflation. Cette partie du travail mérite d'être approfondie dans des recherches ultérieures.

L'étude porte sur les effets de l'I-choc sur l'inflation globale mesurée par le déflateur du PIB réel, il serait intéressant de la réaliser avec le taux d'inflation tendancielle afin d'évaluer la cohérence des résultats et si certains produits en particulier dans l'économie sont susceptibles d'influer le comportement cyclique du taux d'inflation global.

Il faut noter que l'étude s'arrête au troisième trimestre de l'année 2008. Or, en 2008 la *Grande Récession* battait son plein dans l'économie américaine, et ce jusqu'en juillet 2009, selon le Bureau National de Recherche Économique (NBER, 2010). La Grande Récession a eu des effets dévastateurs sur l'économie américaine entraînant une contraction du PIB de 2,6% en 2009, jamais observée depuis plus de soixante ans (Thompson et Smeeding, 2011) et une destruction massive d'emplois pour un taux de chômage record avoisinant les 10% en octobre 2009 (Bureau of Labor Statistics, 2012). Il serait important de vérifier si cette sévère récession a entraîné des changements structurels dans l'économie américaine qui pourraient significativement modifier les résultats de cette recherche. Un travail supplémentaire est nécessaire, toutefois, un nombre insuffisant de données disponibles pourrait constituer une limite à cette entreprise maintenant.

ANNEXE A

TESTS DE NON-STATIONNARITÉ ET DE COINTÉGRATION

Test	***Niveau*** *t-Statistic*	***Différence*** *t-Statistic*	*Suivant le* critère modifié Akaike
Log des heures per capita			
ADF	-3,351485	-7,831141**	CT, 2 retards
ERS (DF-GLS)	-3,378608*	-6,422099**	CT, 2 retards
ERS (DF-GLS)	-0,581775	-4,703252**	C, 2 retards
KPSS	6,257787***	0,230555	CT, 2 retards
KPSS : l'hypothèse nulle est la stationnarité. *** L'hypothèse nulle n'est pas acceptée pour la variable en niveau au seuil de 1 %, 5 % et 10 %. Elle n'est pas rejetée pour la variable en différence dans les trois cas. Tests ADF et ERS : l'hypothèse nulle est la non-stationnarité Rejet de l'hypothèse nulle au seuil de : ** 1 % ; *5 % *C = constante et CT = constante + tendance linéaire*			
Log du prix réel d'investissement			
ADF	-1,233143	-8,229252**	CT, 4 retards
ERS (DF-GLS)	-0,016055	-3,132107**	CT, 2 retards
Log de productivité moyenne du travail			
ADF	-2,278003	-15,47633**	CT, 0 retard
ERS (DF-GLS)	-1,207619	-11,90763**	CT, 0 retard
Log du déflateur du PIB réel non-agricole			
ADF	-1,123499	-3,429265*	C, 6 retards
ERS (DF-GLS)	-1,366923	-2,319937*	CT, 6 retards

Les tests de stationnarité utilisant les critères d'information Schwartz, Akaike et Bayésian, tendent à choisir un nombre plus limité de retards, affectant ainsi leur efficacité. Un nombre de retards trop faible introduit un biais dans l'estimation si l'on ne prend pas en compte l'auto-corrélation potentielle de la variable avec les retards exclus. S'il est trop élevé, l'estimation devient moins précise et le test perd en puissance. Ainsi Ng et Perron (2001) proposent une version modifiée de ces critères d'information qui amène à la sélection du nombre de retards exact pour chaque série. En échantillon fini, le critère modifié Akaike donne de meilleurs résultats, alors il est utilisé afin de déterminer le bon niveau de retards à inclure dans l'équation du test de stationnarité. L'équation est testée avec un nombre maximal de 15 retards, déterminé selon la procédure de Ng et Perron (2001).

Les tests de stationnarité sont tributaires de la taille de l'échantillon et se révèlent peu puissants pour un nombre d'observations fini. Le manque d'information sur le long terme peut rendre difficile la différenciation entre un comportement hautement persistant et la non-stationnarité d'une série. D'un autre côté, les termes déterministes affectent également la puissance du test. Par exemple, il est admis qu'un test incluant une constante et une tendance se révèle moins performant que s'il est effectué uniquement avec une constante.

Dans le cas des heures per capita, trois types de test sont analysés. Le test Dickey-Fuller augmenté (ADF), le plus largement répandu, consiste à régresser la première différence de la variable dépendante sur des composantes déterministes (constante et tendance) et ses retards. Il est considéré moins puissant pour déceler la stationnarité car il rejette trop souvent l'hypothèse alternative. Le test Elliot, Rothenberg and Stock (ERS ou Df-GLS - 2001) est un test ADF appliqué sur une série détrendée, à laquelle sont soustraits les termes déterministes (constante et tendance). Il est considéré meilleur que le test ADF simple. En dernier lieu, le test Kwiatkowski, Phillips, Schmidt et Shin (KPSS - 2001) réalisé sur la série détrendée et dont le choix du nombre de retard est effectué également à partir du critère modifié Akaike.

Test de cointégration

Test de Johansen					
Nbre de lien de CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistique	0,05 Valeur critique	Trace Statistique	0,05 Valeur critique
Pas de lien	0,114290	30,22017	32,11832	78,76494	63,87610
Plus qu' un	0,104305	27,42856	25,82321	48,54476	42,91525
Plus que deux	0,062566	16,08773	19,38704	21,11620	25,87211
Plus que trois	0,019992	5,028470	12,51798	5,028470	12,51798

Nombre de retards est égal à deux; termes déterministes : constante et tendance linéaire

La statistique Trace indique deux liens de cointégration; tandis que la statistique Max-Eigen ne détecte aucun lien de cointégration

Le système semble indiquer qu'il y aurait un lien de cointégration entre les variables prix réel d'investissement, heures per capita et déflateur du PIB.

Test Engel et Granger				
Variable dépendante	tau-statistic	Prob.*	z-statistic	Prob.*
PRI	-1.542529	0.9635	-3.592175	0.9901
HPC	-2.587477	0.6554	-16.22341	0.4812
IPD	-1.385123	0.9761	-3.980599	0.9870

Termes déterministes : constante et tendance linéaire; le critère modifié Akaike est utilisé pour le choix du nombre de retards des séries.

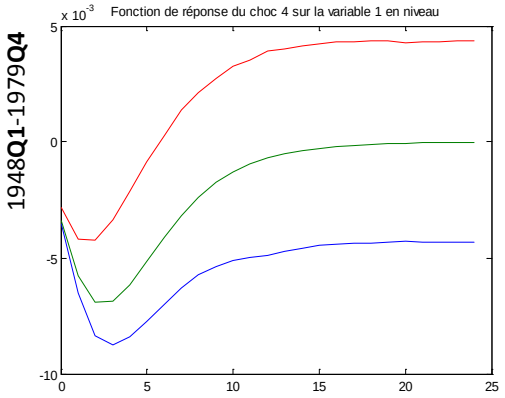
Hypothèse nulle : les séries ne sont pas cointégrées

*Le test Engel et Granger n'accepte pas le lien de cointégration entre les variables prix réel d'investissement, heures per capita et déflateur du PIB, au seuil de 0,05. Aucune tendance commune n'est à signaler. De plus, le test Engel et Granger exclut l'hypothèse de cointégration entre les quatre variables dans tous les cas de figure.

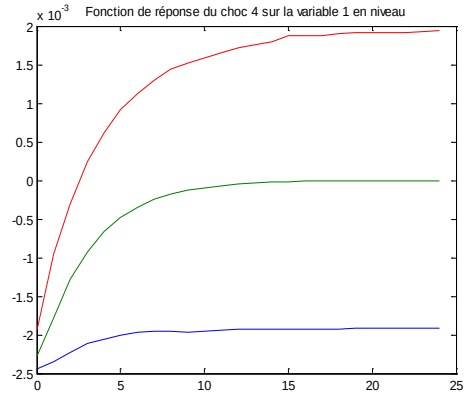
ANNEXE B

RÉPONSES DES VARIABLES AU CHOC MONÉTAIRE

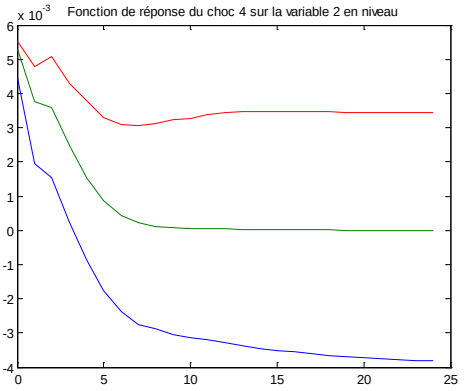
1948**Q1**-1979**Q4**



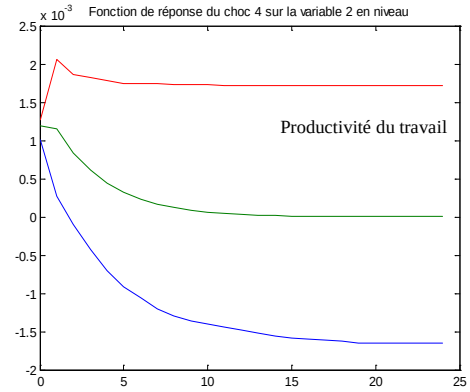
Prix réel d'investissement

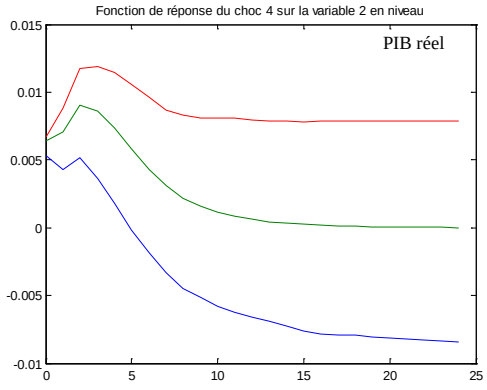


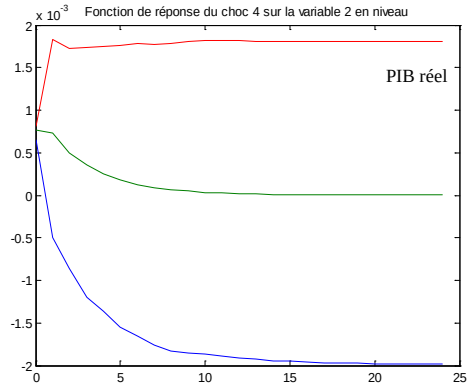
1984**Q1**-2008**Q3**



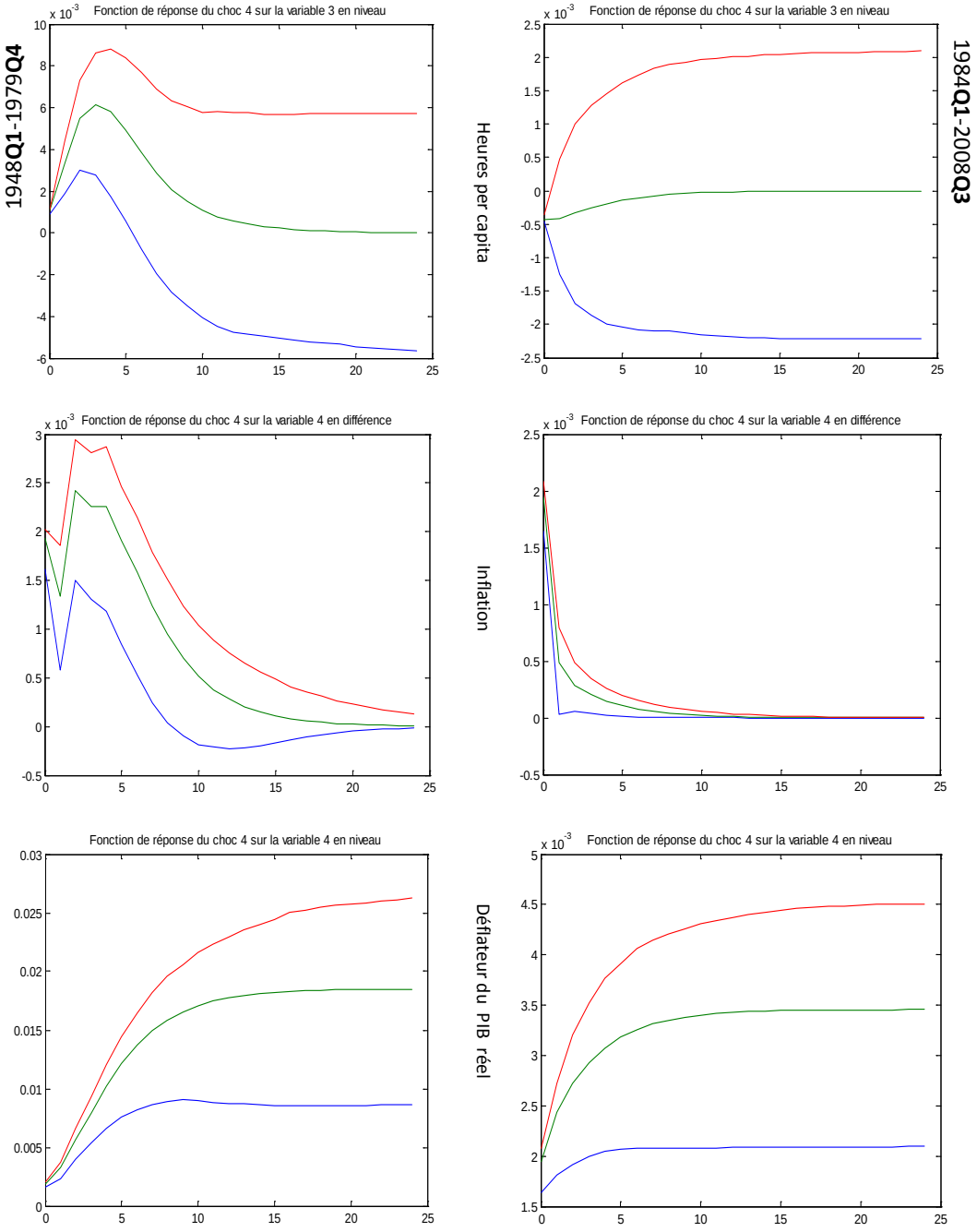
Productivité du travail







Réponses des variables au choc monétaire (annexe 2 -suite)

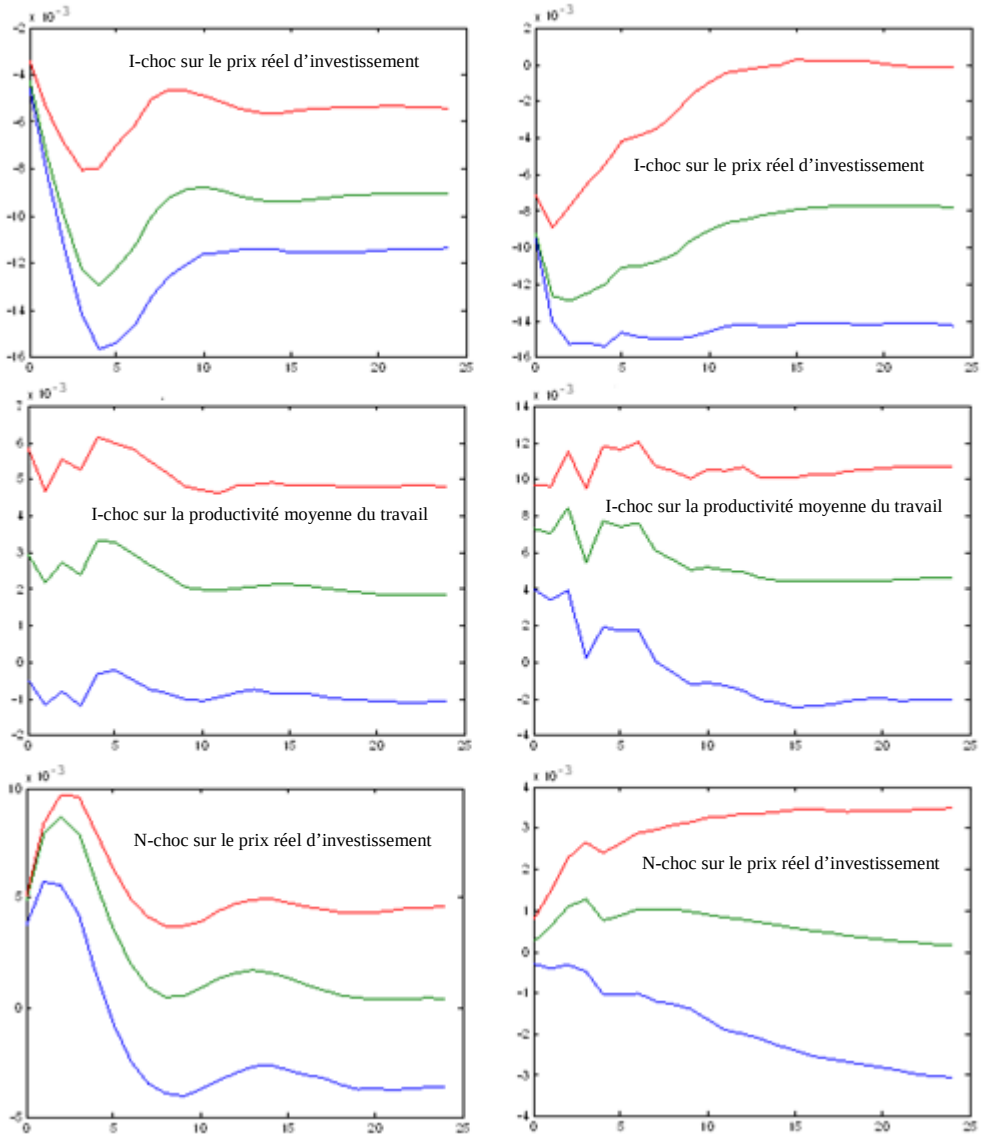


ANNEXE C

RÉSULTATS PARTIELS DU SVAR À QUATRE RETARDS FIXES

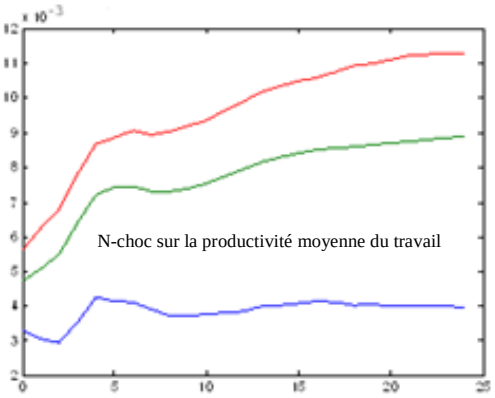
Prix réel d'investissement et productivité moyenne du travail

1948**Q1**-1979**Q4**

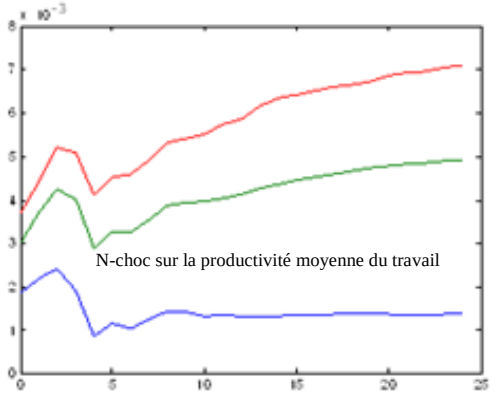


1984**Q1**-2008**Q3**

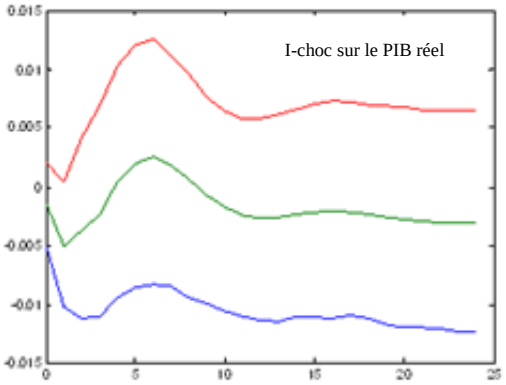
1948Q1-1979Q4

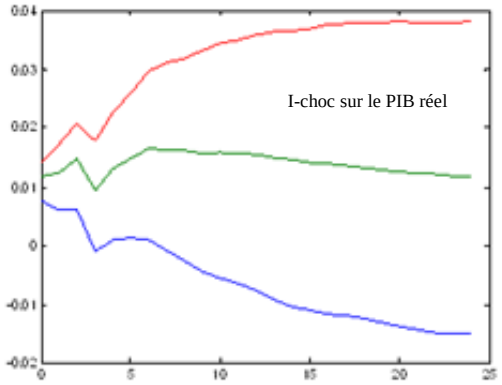


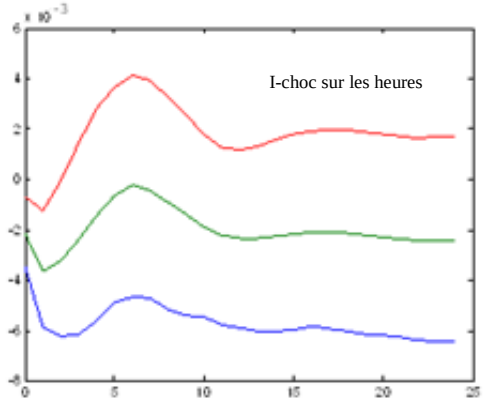
1984Q1-2008Q3

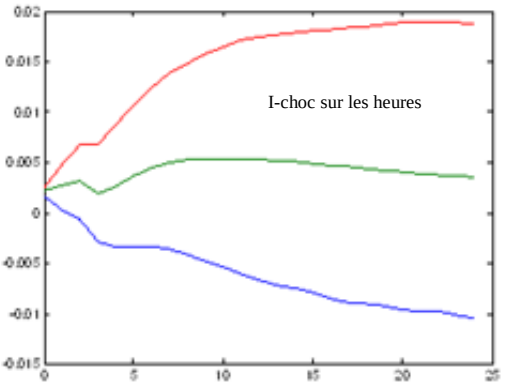


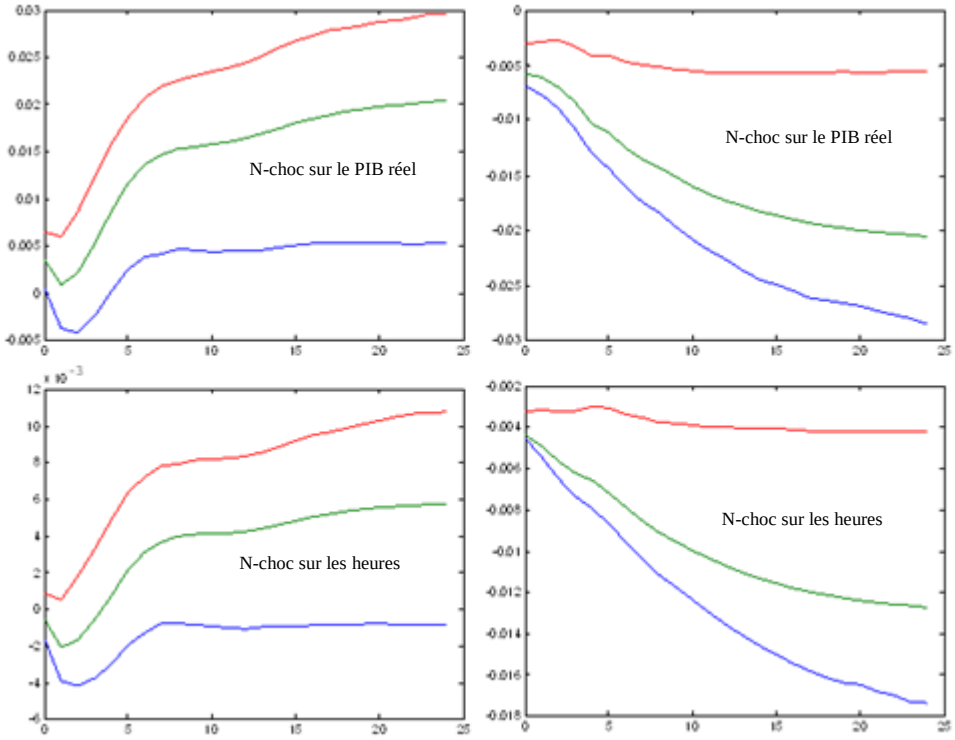
PIB réel et les heures per capita









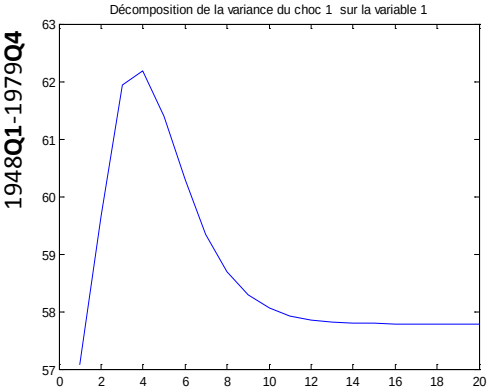

N-choc sur le PIB réel
N-choc sur le PIB réel
N-choc sur les heures
N-choc sur les heures

ANNEXE D

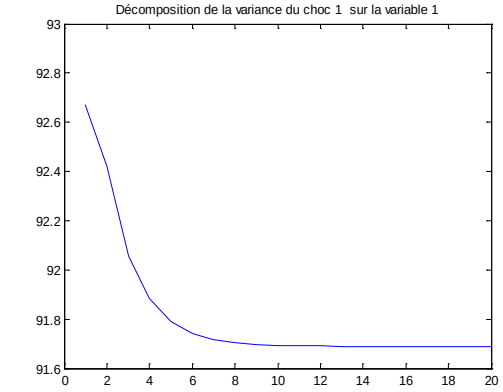
DÉCOMPOSITION DES VARIANCES (HEURES EN DIFFÉRENCE)

I- Prix réel d'investissement

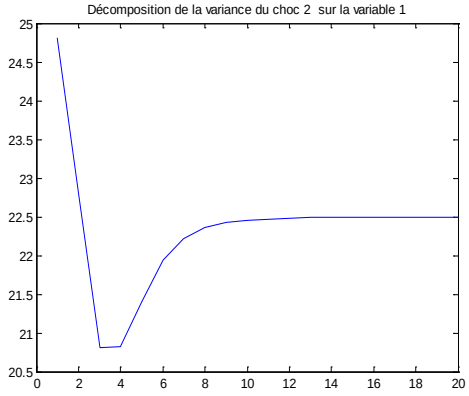
1948**Q1**-1979**Q4**



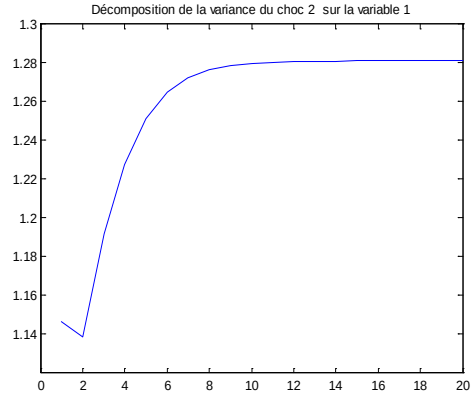
Part du I-choc

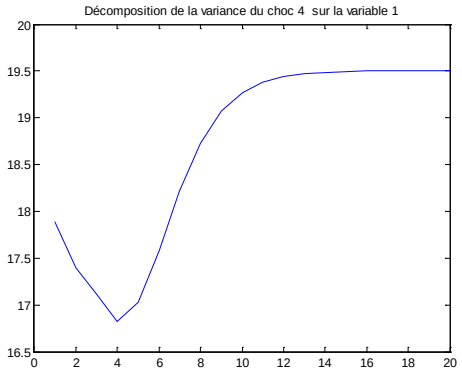


1984**Q1**-2008**Q3**

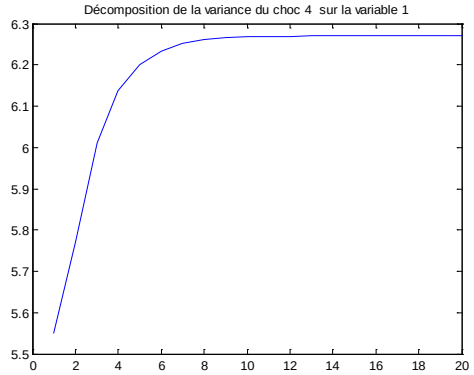


Part du N-choc

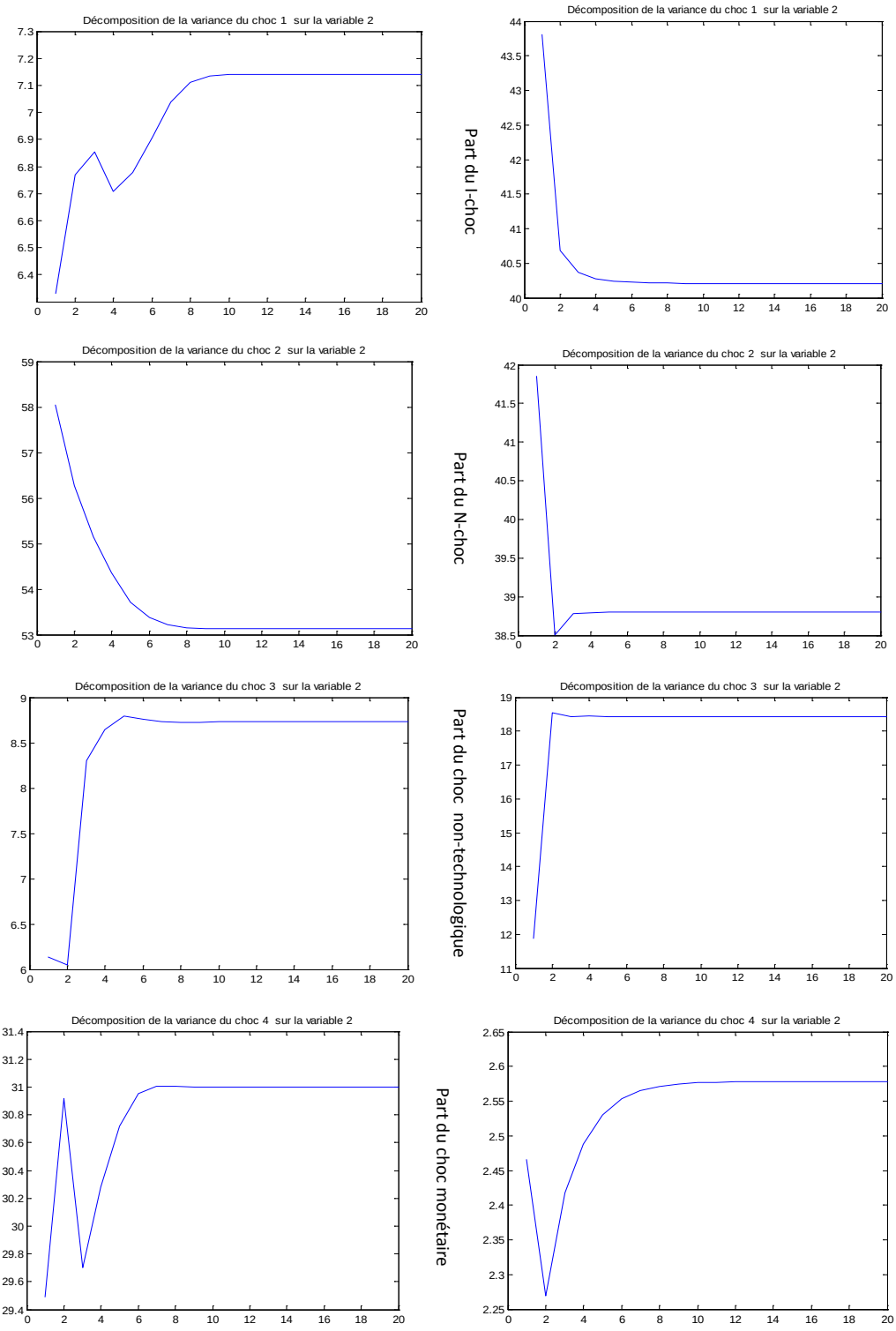




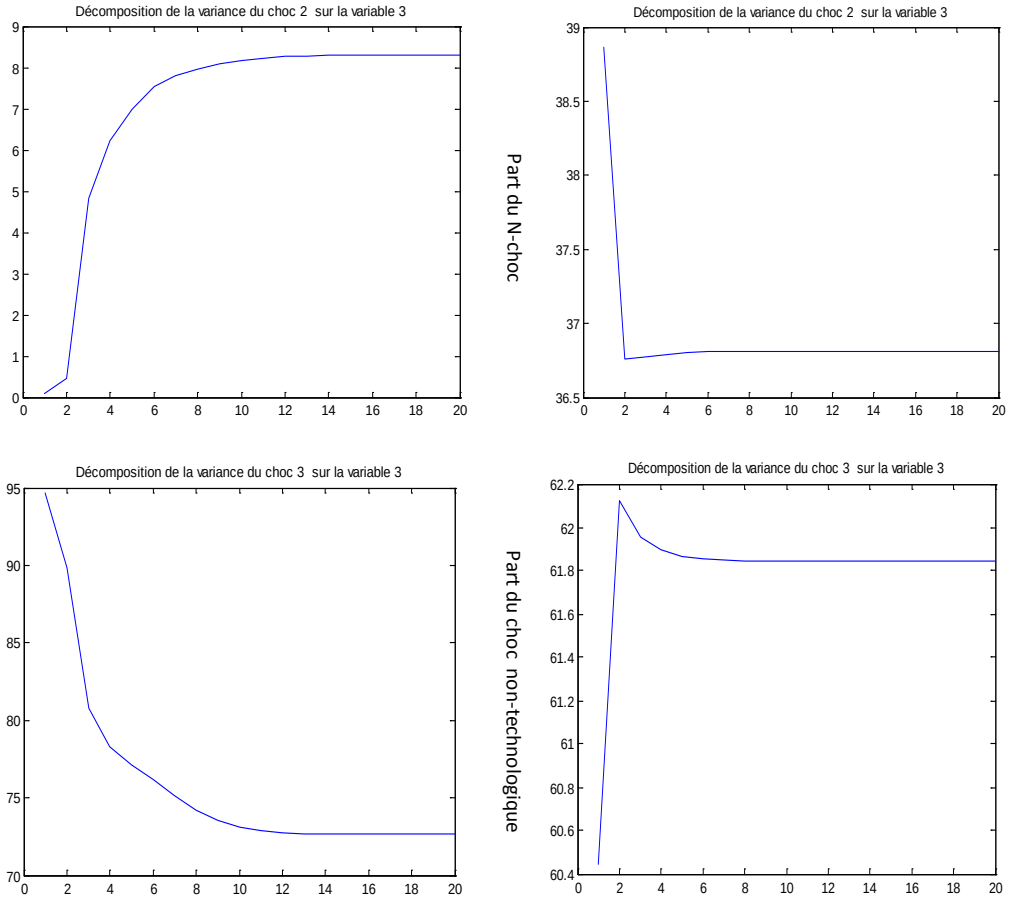
Part du choc monétaire



II-Productivité moyenne du travail



III- Heures per capita



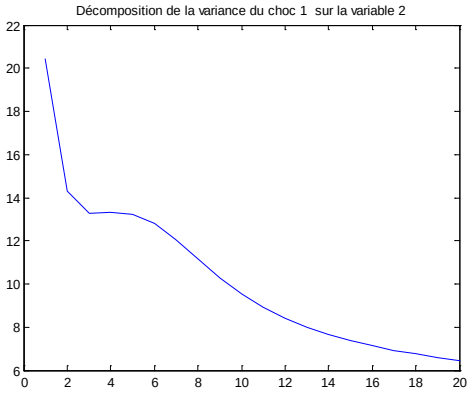
Remarque – I-choc représente le choc technologique spécifique à l'investissement ; N-choc est le choc technologique neutre ; le choc non-technologique est celui non identifié de l'équation des heures ; et le choc de l'équation de l'inflation est identifié comme étant le choc monétaire.

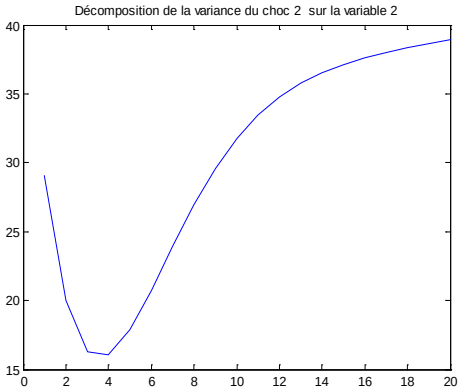
ANNEXE E

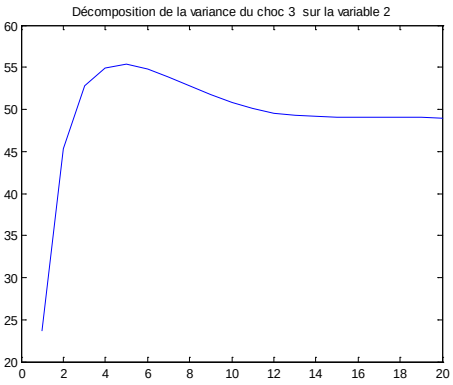
DÉCOMPOSITION DES VARIANCES (HEURES EN NIVEAU)

I- PIB réel per capita

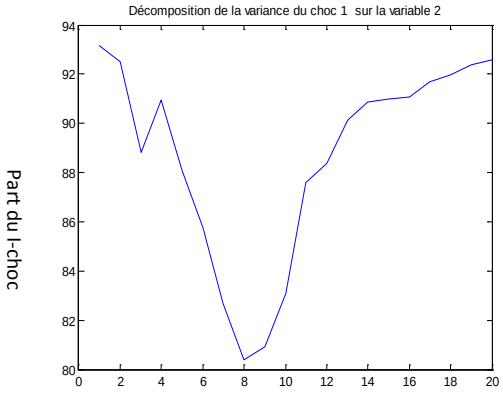
1948**Q1**-1979**Q4**

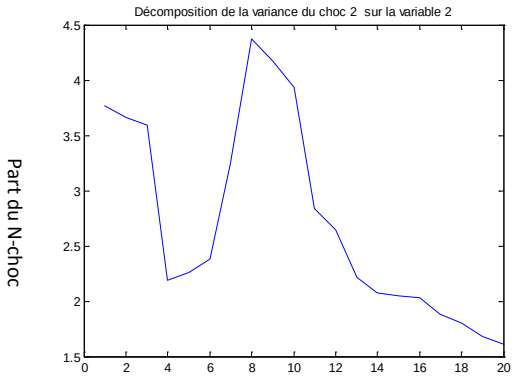


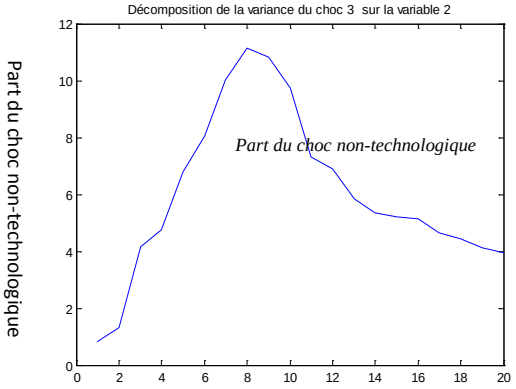




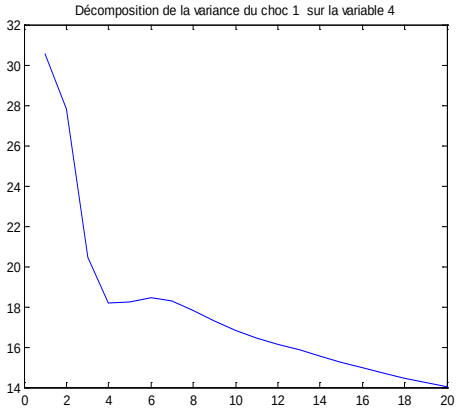
1984**Q1**-2008**Q3**

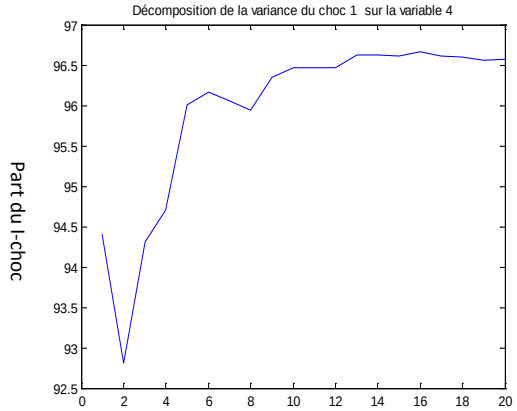


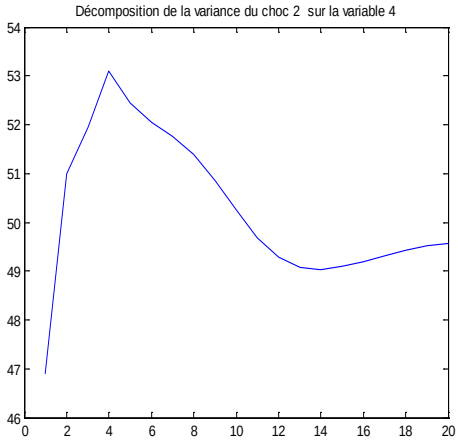


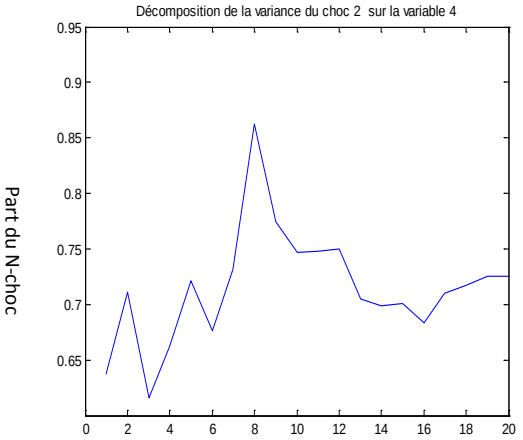


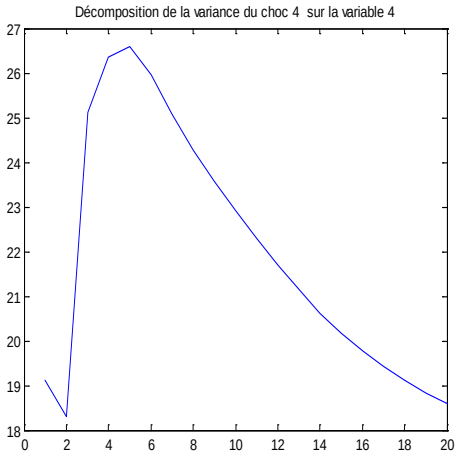
II- Inflation

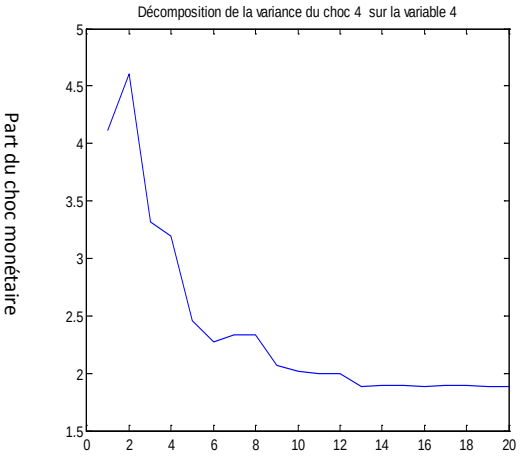












Nombre de retards = 2

Nombre de retards = 8

ANNEXE F

AUTO-CORRÉLATIONS CONDITIONNELLES DE L'INFLATION AVEC LES INTERVALLES DE CONFIANCE

I- Auto-corrélation conditionnelle à l'I-choc

	Pré-*Grande Modération*			*Grande Modération*		
Ordre	*Borne inf.*	Valeur	*Borne sup.*	*Borne inf.*	Valeur	*Borne sup.*
1	*0.72*	0.84	*0.96*	*-0.96*	0.26	*1.00*
2	*0.05*	0.43	*0.82*	*-0.88*	0.20	*0.99*
3	*-0.42*	0.08	*0.56*	*-0.76*	0.19	*0.97*
4	*-0.70*	-0.17	*0.36*	*-0.79*	0.14	*0.96*
5	*-0.77*	-0.27	*0.29*	*-0.79*	0.14	*0.95*

II- Auto-corrélation conditionnelle au N-choc

	Pré-*Grande Modération*			*Grande Modération*		
Ordre	*Borne inf.*	Valeur	*Borne sup.*	*Borne inf.*	Valeur	*Borne sup.*
1	*0.93*	0.97	*0.99*	*0.14*	0.86	*1.00*
2	*0.87*	0.94	*0.99*	*-0.31*	0.81	*1.00*
3	*0.73*	0.89	*0.98*	*-0.51*	0.77	*1.00*
4	*0.53*	0.83	*0.98*	*-0.65*	0.74	*1.00*
5	*0.23*	0.75	*0.98*	*-0.72*	0.71	*1.00*

III- Auto-corrélation conditionnelle au choc non-technologique

	Pré-*Grande Modération*			*Grande Modération*		
Ordre	*Borne inf.*	Valeur	*Borne sup.*	*Borne inf.*	Valeur	*Borne sup.*
1	*0.29*	0.77	*0.97*	*-0.65*	0.49	*0.99*
2	*0.11*	0.64	*0.93*	*-0.88*	0.20	*0.99*
3	*-0.14*	0.48	*0.89*	*-0.75*	0.27	*0.99*
4	*-0.46*	0.33	*0.85*	*-0.78*	0.26	*0.99*
5	*-0.67*	0.22	*0.83*	*-0.79*	0.25	*0.99*

IV- Auto-corrélation conditionnelle au choc monétaire

	Pré-*Grande Modération*			*Grande Modération*		
Ordre	*Borne inf.*	Valeur	*Borne sup.*	*Borne inf.*	Valeur	*Borne sup.*
1	*0.87*	0.95	*0.99*	*0.35*	0.83	*1.00*
2	*0.88*	0.93	*0.97*	*0.63*	0.84	*0.98*
3	*0.78*	0.88	*0.96*	*0.74*	0.87	*0.98*
4	*0.67*	0.84	*0.95*	*0.73*	0.85	*0.98*
5	*0.51*	0.79	*0.95*	*0.73*	0.85	*0.98*

ANNEXE G

CORRÉLATIONS CROISÉES CONDITIONNELLES ENTRE LE PIB RÉEL ET L'INFLATION AVEC LES INTERVALLES DE CONFIANCE

I- Corrélations croisées conditionnelles à l'I-choc

Pré-84	T-5	T-4	T-3	T-2	T-1	T	T+1	T+2	T+3	T+4	T+5
Borne inf	*-0,88*	*-0,97*	*-0,99*	***-0,98***	*-0,75*	*-0,69*	*-0,65*	*-0,52*	*-0,52*	*-0,45*	*-0,45*
Valeur	-0,14	-0,48	-0,74	**-0,82**	-0,12	-0,16	-0,05	0,15	0,18	0,22	0,23
Borne sup	*0,73*	*0,56*	*0,15*	***-0,39***	*0,56*	*0,39*	*0,46*	*0,60*	*0,67*	*0,72*	*0,73*
Post-84											
Borne inf	*-0,97*	*-0,97*	*-0,98*	*-0,99*	*-0,99*	***0,52***	*-0,97*	*-0,92*	*-0,90*	*-0,92*	*-0,92*
Valeur	-0,01	0,06	0,02	-0,03	0,29	**0,86**	0,11	0,09	0,04	0,01	0,00
Borne sup	*0,94*	*0,96*	*0,97*	*0,98*	*1,00*	***1,00***	*0,97*	*0,94*	*0,92*	*0,90*	*0,90*

II- Corrélations croisées conditionnelles au N-choc

Pré-84	T-5	T-4	T-3	T-2	T-1	T	T+1	T+2	T+3	T+4	T+5
Borne inf	*-0,99*	***-0,99***	***-0,99***	***-0,97***	***-0,91***	***-0,89***	***-0,84***	***-0,87***	***-0,90***	***-0,90***	***-0,90***
Valeur	-0,77	**-0,77**	**-0,83**	**-0,82**	**-0,61**	**-0,73**	**-0,65**	**-0,69**	**-0,75**	**-0,73**	**-0,72**
Borne sup	*0,14*	***-0,03***	***-0,45***	***-0,56***	***-0,15***	***-0,53***	***-0,41***	***-0,46***	***-0,55***	***-0,50***	***-0,45***
Post-84											
Borne inf	*-0,99*	*-0,99*	*-0,98*	*-0,98*	*-0,04*	*-0,86*	*-0,89*	*-0,78*	*-0,74*	*-0,73*	*-0,72*
Valeur	-0,03	-0,07	0,28	0,01	0,75	-0,38	-0,31	-0,21	-0,23	-0,22	-0,20
Borne sup	*0,99*	*0,99*	*0,99*	*0,98*	*0,99*	*0,36*	*0,59*	*0,58*	*0,52*	*0,48*	*0,50*

III- Corrélations croisées conditionnelles au choc non-technologique

Pré-84	T-5	T-4	T-3	T-2	T-1	T	T+1	T+2	T+3	T+4	T+5
Borne inf	*-0.84*	*-0.87*	*-0.91*	*-0.91*	*-0.64*	*-0.58*	*-0.74*	*-0.65*	*-0.77*	*-0.81*	*-0.81*
Valeur	-0.24	-0.26	-0.37	-0.40	-0.21	-0.11	0.03	0.24	0.22	0.20	0.21
Borne sup	*0.48*	*0.52*	*0.47*	*0.44*	*0.24*	*0.33*	*0.68*	*0.85*	*0.90*	*0.92*	*0.94*
Post-84											
Borne inf	*-0.99*	*-0.99*	*-0.99*	***-0.99***	*-0.93*	***-0.99***	*-0.99*	*-0.90*	*-0.90*	*-0.87*	*-0.85*
Valeur	-0.49	-0.75	-0.52	**-0.86**	0.04	**-0.87**	-0.36	0.01	-0.10	-0.09	-0.09
Borne sup	*0.80*	*0.17*	*0.77*	***-0.59***	*0.91*	***-0.64***	*0.84*	*0.93*	*0.84*	*0.83*	*0.82*

I- Corrélations croisées conditionnelles au choc monétaire

Pré-84	T-5	T-4	T-3	T-2	T-1	T	T+1	T+2	T+3	T+4	T+5
Borne inf	***-0.95***	***-0.97***	***-0.98***	*-0.91*	*-0.87*	*-0.21*	*-0.21*	***0.01***	***0.06***	***0.15***	***0.16***
Valeur	**-0.78**	**-0.83**	**-0.84**	-0.48	-0.42	0.18	0.14	**0.39**	**0.43**	**0.53**	**0.56**
Borne sup	***-0.49***	***-0.55***	***-0.49***	*0.19*	*0.22*	*0.56*	*0.50*	***0.73***	***0.76***	***0.84***	***0.88***
Post-84											
Borne inf	*-0.98*	*-0.98*	*-0.99*	*-1.00*	*-0.99*	***0.09***	*-0.28*	*-0.25*	*-0.25*	*-0.27*	*-0.28*
Valeur	-0.57	-0.57	-0.55	-0.63	-0.09	**0.62**	0.37	0.40	0.40	0.39	0.39
Borne sup	*0.92*	*0.92*	*0.93*	*0.89*	*0.99*	***0.96***	*0.91*	*0.91*	*0.91*	*0.90*	*0.90*

RÉFÉRENCES BIBLIOGRAPHIQUES

Altig, D.E., L. J.,Chritiano, M., Eichenbaum et J., Lindé. 2004. «Firm-specific capital, nominal rigidities, and the business cycle ». Working paper 04-16, Federal Reserve Bank of Cleveland.

Altig, D.E., L. J.,Chritiano, M., Eichenbaum et J., Lindé. 2011. « Firm-specific capital, nominal rigidities, and the business cycle ». *Review of Economic Dynamics*, vol. 14, no 2, p. 225-247.

Blanchard, O. J. et D., Quah. 1989. « The dynamic effects of aggregate supply and demand disturbances ». American Economic Review, 79, p. 655-73.

Bureau of Labor Statistics. Labor Force Statistics from the Current Population Survey. Consulté le 15 mai 2012 : http://data.bls.gov/timeseries/LNS14000000.

Cigana, J. 2009. « La grande modération canadienne : une étude comparative avec le cas américain ». Mémoire. Université du Québec à Montréal, Maîtrise en économique.

Cooley, T. F. et L. E., Ohanian. 1991. « The cyclical behavior of prices ». *Journal of Monetary Economics*, 28, p. 25-60.

Chritiano, L. J., M., Eichenbaum et R., Vigfusson. 2003. « What happens after a technology shock ». International Finance Discussion Papers, no 768. Board of Governors of the Federal Reserve System.

DiCecio, R. 2009. « Sticky wages and sectoral labor comovement ». *Journal of Economic Dynamics & Control*, 33, p. 538–553

Fisher, J. D. M. 2006. « The dynamic effects of neutral and investment-specific technology shocks ». *Journal of Political Economy*, vol. 114, no 3.

Fève, P. et A. , Guay 2005. «Identification of Technology Shocks in Structural VARs»

Galí, J. Et L. Gambetti. 2009. « On the sources of the Great Moderation ». *American Economic Journal* : Macroeconomics, vol 1, no 1, p. 26-57.

Galí, J. 1999. « Technology, employment, and the business cycle : Do technology shocks explain aggregate fluctuations ? » *The American Economic Review*, vol. 89, no 1, p. 249-271.

Greene, W. H. 2002. *Econometric Analysis*. Fifth edition, New-Jersey : Pearson Education Inc.

Greenwood, J., Z., Hercowitz et P., Krusell. 1997. « Long-run implications of investment-specific technological change ». *American Economic Review*, vol. 87, no 3, p. 342-362.

Guay, A. et P., St-Armant 2005. « Do the Hodrick-Prescott and Baxter-King Filters Provide a Good Approximation of Business Cycles ? » *Annales d'Économie et de Statistique*, no 77, p. 1-25.

Kilian, L. 1998. « Small-sample confidence intervals for impulse response functions ». *The Review of Economics and Statistics*, vol. 80, p. 218-230.

King, R. G., C. I., Plosser et J. H., Stock. 1991. « Stochastic trends and economic fluctuations». The American Economic Review, vol 81, no 4.

Liu, Z. et L., Phaneuf. 2007. « Technology shocks and labor market dynamics: Some evidence and theory ». *Journal of Monetary Economics* , vol 54, p. 2534–2553.

Ng, S. et P., Perron 2001. «Lag Length Selection and the Construction of Unit Root Tests with Good Size and Power ». *Econometrica*, Vol. 69, No. 6, p. 1519-1554

Stock, J. H. et M. W., Watson. 2003 « Has the business cycle changed ? Evidence and explanations » : in Monetary Policy and Uncertainty : Adapting to a Changing Economy, Federal Bank Of Kansas City Symposium, 9-56.

Stock, J. H. et M. W., Watson. 2002 « Has the business cycle changed and why ? » *NBER Macroeconomics Annual*, p. 159-218.

The National Bureau of Economic Research (NBER). 2010. US Business Cycle Expansions and Contractions. Disponible en ligne : http://www.nber.org/cycles/cyclesmain.html.

Thompson, J., et T.Smeeding. 2011. « Country case study – USA ». Voir Jenkins, S. P., A. Brandolini, J. Micklewright, et B. Nolan (dir. publ.).

Tremblay, D. 2002. « Salaire réel, chocs technologiques et fluctuations économiques ». Document de travail de la Banque du Canada.