



**HEC MONTRÉAL**

**Sensibilité des marchés immobiliers canadiens régionaux : une  
approche vectorielle à facteurs**

**Par Thomas Binet**

**Sciences de la gestion**

**Option Économie Financière Appliquée**

*Mémoire présenté en vue de l'obtention  
du grade de maîtrise ès sciences  
(M. Sc.)*

Juillet 2013

© Thomas Binet, 2013

## Remerciements

Je tiens à témoigner ma plus grande reconnaissance aux personnes qui m'ont soutenu dans la réalisation de ce mémoire. Tout d'abord, je voudrais présenter mes remerciements les plus sincères à mon directeur, Nicolas Vincent, pour sa patience, sa disponibilité et ses conseils judicieux. Je tiens également à remercier Dalibor Stenavonic, professeur à l'Université du Québec à Montréal pour ses explications et ses conseils. Je souhaite témoigner ma plus grande gratitude au département d'Études économiques du Mouvement Desjardins pour leur bourse de recherche. Finalement, je voudrais remercier ma conjointe, Ludmilla Wierzbinski pour sa patience et son soutien.

## Résumé

Nous cherchons à étudier les liens entre la politique monétaire, le canal du crédit à l'habitation et le secteur immobilier. Nous considérons l'économie canadienne, ce qui nous permettra d'étudier le marché immobilier d'une petite économie ouverte où chacune des régions présente des fondamentaux économiques relativement différents. Notre étude sera réalisée à l'aide d'un modèle vectoriel à facteurs (FAVAR). Ce type de modèle nous permet d'utiliser une large base de données pour modéliser l'économie et d'observer les réponses pour un grand nombre de variables aux niveaux national et régional. Notre étude confirme la relation négative entre les taux d'intérêt et les prix immobiliers observée dans la littérature. Nous avons également effectué un choc positif sur le crédit à l'habitation qui se traduit par une expansion des prix immobiliers de certaines régions malgré une hausse simultanée des taux d'intérêt suite au choc.

## Contenu

1.	Introduction .....	1
2.	Contexte économique et revue de littérature.....	4
2.1	Contexte économique.....	4
2.2	Revue de littérature.....	8
	Le marché immobilier et les VARs .....	8
	Limites des VARs.....	11
	L'apport des modèles à facteurs .....	12
	La pertinence d'étudier le marché immobilier à un niveau désagrégé.....	14
3.	VAR augmenté de facteurs .....	15
3.1	Modèle.....	15
	FAVAR forme dynamique .....	15
	FAVAR forme statique .....	16
3.2.	Estimation .....	17
	Étape 1 : estimation des facteurs statiques.....	18
	Étape 2 : estimation de la dynamique des facteurs .....	20
	Identification des chocs structurels.....	20
	Fonction réponse des chocs .....	21
4.	Données.....	23
5.	Résultats .....	26
5.1	Choc monétaire.....	26
	Modèle de référence .....	26
	Interprétation des réponses .....	27
	Résultats empiriques .....	28
	Analyse de robustesse .....	29
	Analyse du $R^2$ et la décomposition de la variance .....	30
5.2	Choc de crédit .....	36
	Autres types de choc .....	36
	Modèle de référence .....	37
	Résultats empiriques .....	37
	Analyse de robustesse .....	38
5.3.	Choc des prix immobiliers canadiens.....	44
	Modèle de référence et résultats empiriques.....	44

Analyse de robustesse .....	45
6. Conclusion .....	51
7. Bibliographie .....	52
8. Annexes .....	55
8.1 Séries utilisées.....	55
8.2 Critère IC1 .....	63
8.3 Calcul de la décomposition de la variance.....	64
8.4 Graphiques supplémentaires.....	65

### Liste des figures

Figure 2.1 : Prix réels mensuels moyens des ventes des logements existants .....	4
Figure 2.2 : Croissance annuelle moyenne des prix immobiliers réels .....	5
Figure 2.3 : Nombre moyen de logements existants vendus mensuellement .....	6
Figure 2.4 : Évolution des taux d'intérêt nominaux.....	7
Figure 5.1 : Réponses des variables économiques à un choc monétaire restrictif de 25 points de base .....	31
Figure 5.2 : Réponse des variables immobilières à un choc monétaire restrictif de 25 points de base .....	32
Figure 5.3 : Comparaison des réponses des variables immobilières .....	33
Figure 5.4 : Réponses au choc monétaire (modèle BG) .....	35
Figure 5.5 : Réponses des variables immobilières au choc monétaire (modèle BG) .....	35
Figure 5.6 : Réponses des variables économiques à un choc de crédit .....	39
Figure 5.7 : Réponse des variables immobilières à un choc de crédit .....	40
Figure 5.8 : Comparaison des réponses des variables immobilières .....	41
Figure 5.9 : Réponses au choc de crédit (modèle BG) .....	43
Figure 5.10 : Réponses des variables immobilières au choc de crédit (modèle BG) .....	43
Figure 5.11 : Réponses des variables économiques à un choc sur les prix immobiliers canadiens.....	46
Figure 5.12 : Réponse des variables immobilières au choc sur les prix immobiliers canadiens .....	47
Figure 5.13 : Comparaison des réponses des variables immobilières .....	48
Figure 5.14 : Réponses au choc sur les prix immobiliers canadiens (modèle BG) .....	50
Figure 5.15 : Réponses des variables immobilières sur les prix immobiliers canadiens (modèle BG)..	50
Figure 8.1 : Résidus du FAVAR du modèle de référence pour le choc monétaire .....	65
Figure 8.2 : Réponses au choc monétaire modèle BBE 2ème spécification .....	66
Figure 8.3 : Résidus du FAVAR du modèle de référence pour le choc de crédit.....	67
Figure 8.4 : Résidus du FAVAR du modèle de référence pour le choc sur les prix immobiliers canadiens .....	68

### Liste des tableaux

Tableau 2.1 : Croissance annuelle moyenne des prix immobiliers nominaux, du revenu disponible et de la dette des ménages .....	7
Tableau 5.1 : Analyse du R2 et de la décomposition de la variance .....	34
Tableau 5.2 : Analyse du R2 et de la décomposition de la variance .....	42
Tableau 5.3 : Analyse du R2 et de la décomposition de la variance .....	49

### Liste des abréviations

ACP : Analyse par composantes principales

FAVAR : Vecteur autorégressif augmenté de facteurs

MFD : Modèle à facteur dynamiques

Modèle BBE : Modèle de Bernanke, Boivin et Eliaz (2005)

Modèle BG : Modèle Boivin Giannoni (2007)

Pdp : Points de base

VAR : Vecteur autorégressif



## 1. Introduction

Le secteur immobilier est fondamental dans une économie. En plus de remplir son rôle premier d'abris, une habitation est le principal actif détenu par la majorité des individus et le secteur immobilier est une composante non négligeable du PIB. La crise américaine débutée en 2007 nous a rappelé à quel point l'immobilier est un secteur tant majeur que sensible pour une économie. Le marché immobilier américain a été dévasté après l'explosion de la bulle immobilière. L'indice S&P/Case Shiller, mesurant le prix des maisons, a fondu au cours de 2009. Alors qu'entre 2004 et 2007, il n'y a pas eu un seul mois où le nombre de nouvelles maisons vendues était inférieur à un million d'unités, la moyenne mensuelle depuis 2009 est inférieure à quatre cent mille unités. Certes, le marché immobilier américain montre quelques signes de renaissance, mais bien que l'impact du marasme immobilier sur l'économie soit empiriquement difficile à quantifier, il n'est sûrement pas négligeable. La banque centrale américaine a spécifiquement ciblé le secteur immobilier dans son troisième plan d'assouplissement quantitatif. En effet, elle s'était engagée en septembre 2012 à acheter mensuellement quarante milliards de dollars d'actifs adossés à des hypothèques tant et aussi longtemps que l'emploi n'aura pas atteint des niveaux acceptables.<sup>1</sup>

Cette expérience rappelle l'importance du secteur immobilier et justifie l'approfondissement de son étude. Davantage comprendre les chocs qui impactent les prix des actifs immobiliers et les conséquences de ce secteur sur l'économie est nécessaire. Une question fondamentale réside dans les explications de la hausse observée et jugée anormale des prix immobiliers. Le maintien prolongé des taux d'intérêt à un niveau relativement bas pourrait amplifier la hausse anormale des prix des logements (Taylor (2007, 2009)). D'autres explications potentielles doivent être considérées : une croissance forte du crédit, les innovations financières ou encore l'afflux de capitaux dans le secteur immobilier. En effet, dans un contexte de bas taux d'intérêt, l'immobilier

---

<sup>1</sup> D'après le compte-rendu du 13 septembre 2012 de la réunion du Federal Open Market Committee (FOMC).

incarne un investissement alternatif. Ces diverses explications ont des implications différentes pour les mesures et les régulations potentielles.

Un grand nombre d'articles ont utilisé les modèles nommés Vecteurs Autorégressifs (VARs) pour répondre à ces questions. En général, l'impact de la politique monétaire est statistiquement significatif, mais une baisse de vingt-cinq points de base entraîne une hausse des prix des maisons entre 0,3% et 1.5% selon les différents articles présentés plus bas. En complément, d'autres facteurs ne peuvent être écartés dont les conditions de crédit (Kuttner (2012)). Aussi, comme nous l'expliquerons, les modèles VARs présentent certaines limites et la plupart de ces articles utilisent un indice national du prix des maisons. Or les réponses de l'activité immobilière régionale ou locale à certains chocs macroéconomiques peuvent être hétérogènes (Gupta et Kabundi (2009)).

Depuis la crise, une grande attention a été logiquement portée au marché américain. Mais nous ne devons pas nous arrêter là. Le marché immobilier d'un pays présente des spécificités propres à ce dernier, voire même, il peut exister plusieurs marchés immobiliers à l'intérieur d'un pays. Nous nous attarderons sur le Canada qui nous permettra d'étudier le marché immobilier d'une petite économie ouverte et dépendante des matières premières, où chacune des régions présente des fondamentaux économiques relativement différents. Le cas canadien est d'autant plus pertinent que son marché immobilier suscite certaines inquiétudes quant à une certaine surévaluation dans un contexte d'endettement des ménages atteignant des sommets. De plus, le maintien du taux d'intérêt à un jour à 1% par la Banque du Canada depuis septembre 2010 ne permet pas de freiner l'endettement. Conscientes de cette problématique, les autorités ont resserré les conditions de prêts. Comprendre les chocs affectant le marché immobilier dans le cas du Canada est nécessaire pour juger de la pertinence des conduites à adopter.

Dans un premier temps, nous analyserons deux types de choc (monétaire et de crédit) sur les marchés immobiliers régionaux. L'analyse des réponses à un niveau régional apparaît pertinente dans le cas canadien. En effet, les prix immobiliers régionaux réels partagent certes une tendance haussière depuis 1980, mais des distinctions non négligeables sont à remarquer comme nous le verrons plus bas. Cela peut laisser supposer des déterminants potentiellement différents et spécifiques aux économies régionales. Dans un second

temps, nous étudierons l'effet d'une hausse exogène des prix immobiliers sur l'économie. Cela nous permettra de jauger son impact sur l'économie et de comprendre les mécanismes intervenants dans la transmission de ce type de choc.

Pour analyser l'impact des chocs, nous utiliserons un modèle vectoriel augmenté de facteurs (FAVAR) employé par Bernanke, Boivin et Elias (BBE, 2005). La méthode à facteurs consiste à utiliser un nombre de séries important pour avoir une représentation de l'économie plus réaliste et plus complète. Au meilleur de ma connaissance, ce mémoire est la première étude s'attachant à mesurer l'impact de ces trois chocs macroéconomiques sur le secteur immobilier à un niveau régional à l'aide d'un modèle à facteurs. Plusieurs analyses de l'économie canadienne ont été faites à l'aide de ce type de modèle (Boivin, Giannoni, Stevanovic (2010); Vasishtha et Maier (2011)); mais aucune d'elles s'est spécifiquement attachée à étudier ni l'ensemble de ces trois chocs, ni l'impact spécifique sur les marchés immobiliers régionaux.

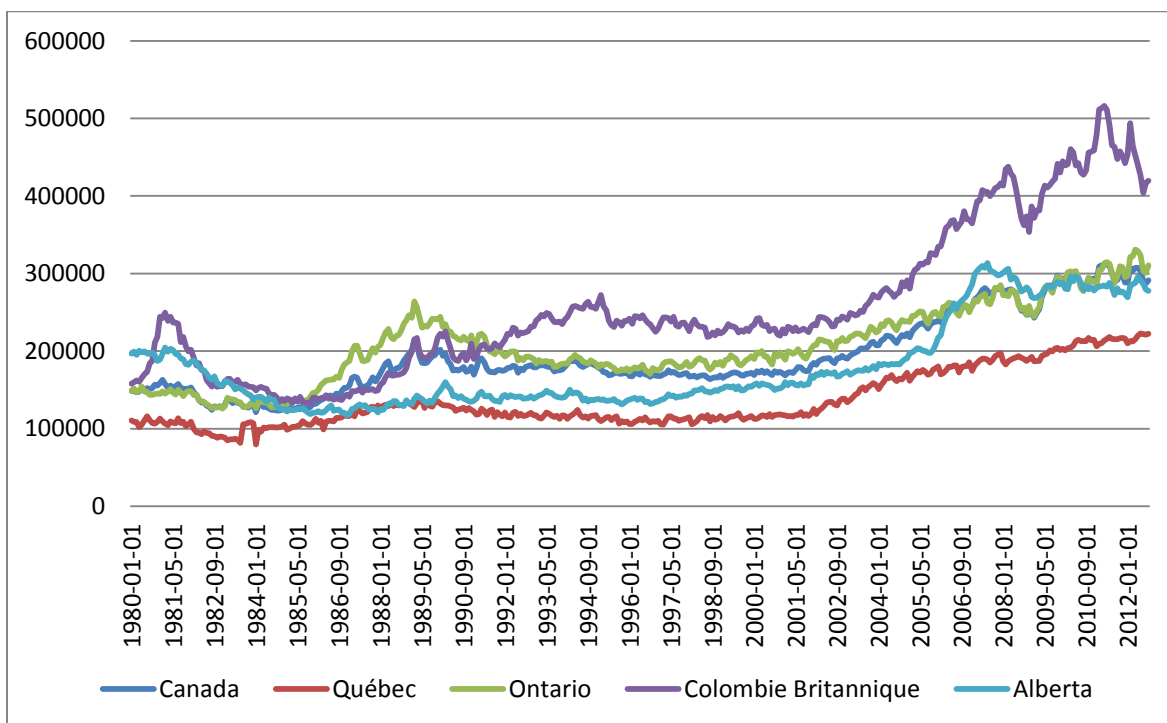
Le reste de ce mémoire est organisé comme suit. La section 2 présente le contexte économique canadien depuis 1980 ainsi qu'une revue de la littérature. La section 3 explique le modèle à facteurs employé et la méthodologie utilisée pour l'estimer. Les données utilisées sont détaillées à la section 4. L'analyse des réponses aux trois types de choc macroéconomique est réalisée à la section 5.

## 2. Contexte économique et revue de littérature<sup>2</sup>

### 2.1 Contexte économique

Les prix immobiliers réels au Canada ont connu une tendance haussière depuis trente ans comme le montre le graphique 2.1. Toutefois, les mouvements des prix immobiliers présentent des divergences importantes entre les régions, ce qui rend une étude désagrégée au niveau régional particulièrement pertinente.

Figure 2.1 : Prix réels mensuels moyens des ventes des logements existants<sup>3</sup>



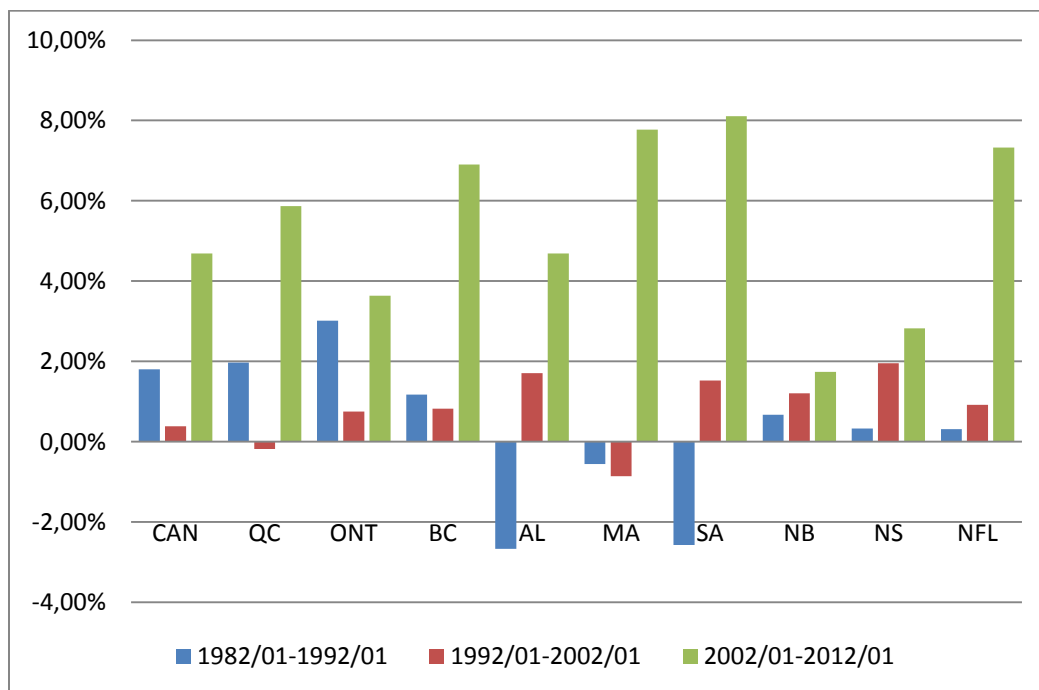
Cette hausse des prix immobiliers n'a pas suivi un rythme stable et régulier durant cette période et s'est plutôt déroulée en trois phases (figure 2.2). En termes réels, la croissance annuelle moyenne des prix immobiliers canadiens s'est élevée à 1.8% pour la période 1982-1992, croissance principalement expliquée par celles de l'Ontario et du Québec. La

<sup>2</sup> L'ensemble des données citées provient de Statistique Canada à l'exception des prix moyens des logements existants vendus et des unités vendues qui nous ont été fournis par l'Association canadienne de l'immeuble et la Fédération des chambres immobilières du Québec.

<sup>3</sup> Les prix réels sont calculés en utilisant l'indice des prix à la consommation de chaque région (2002=100).

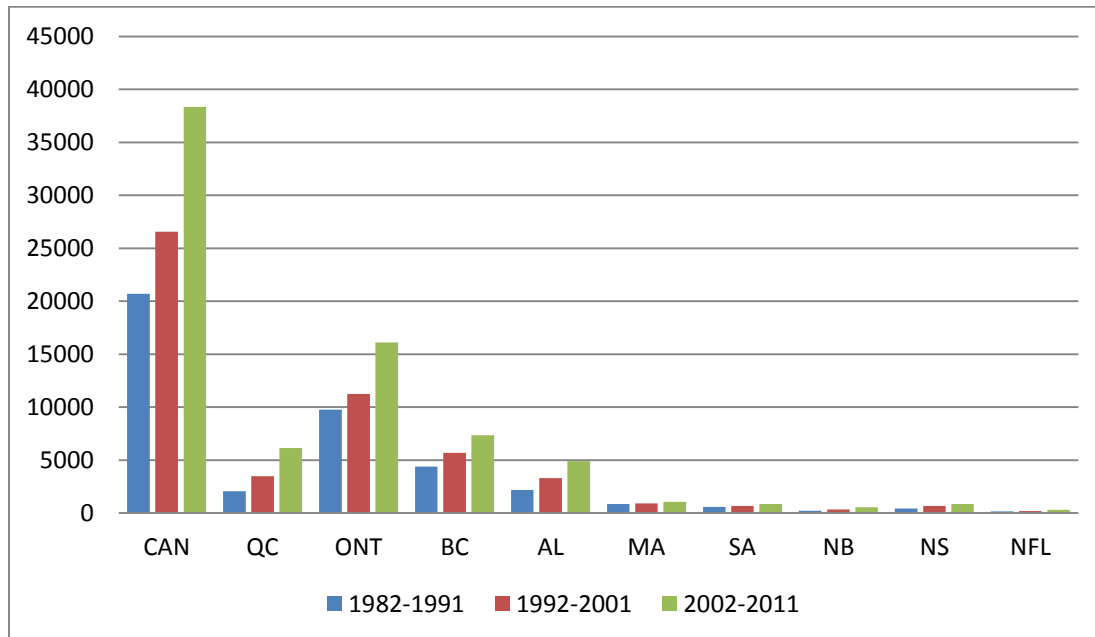
décennie 1992-2002 s'est traduite par une croissance annuelle moyenne nationale très faible de 0.4%. En revanche, la période depuis 2002 est marquée par une croissance annuelle moyenne importante relativement aux vingt années précédentes pour toutes les régions. La croissance annuelle moyenne des prix est supérieure à 4% pour le Canada entre 2002 et 2012.

Figure 2.2 : Croissance annuelle moyenne des prix immobiliers réels



Le nombre moyen de logements existants vendus mensuellement n'a cessé d'augmenter au cours des trente dernières années comme le montre le graphique ci-dessous. Il est à noter que les régions du Québec, de l'Ontario, de la Colombie-Britannique et de l'Alberta représentent 90% des ventes canadiennes et ce chiffre est resté relativement constant à travers le temps.

Figure 2.3 : Nombre moyen de logements existants vendus mensuellement



Sur l'ensemble des trois décennies, la croissance annuelle moyenne des prix immobiliers réels s'élève à 2,3% pour le Canada. En comparaison, entre 1982 et 2012, la croissance annuelle moyenne du PIB réel aux prix de base est de 2,6%, soit 30 points de base plus élevée que la croissance des prix réels canadiens.

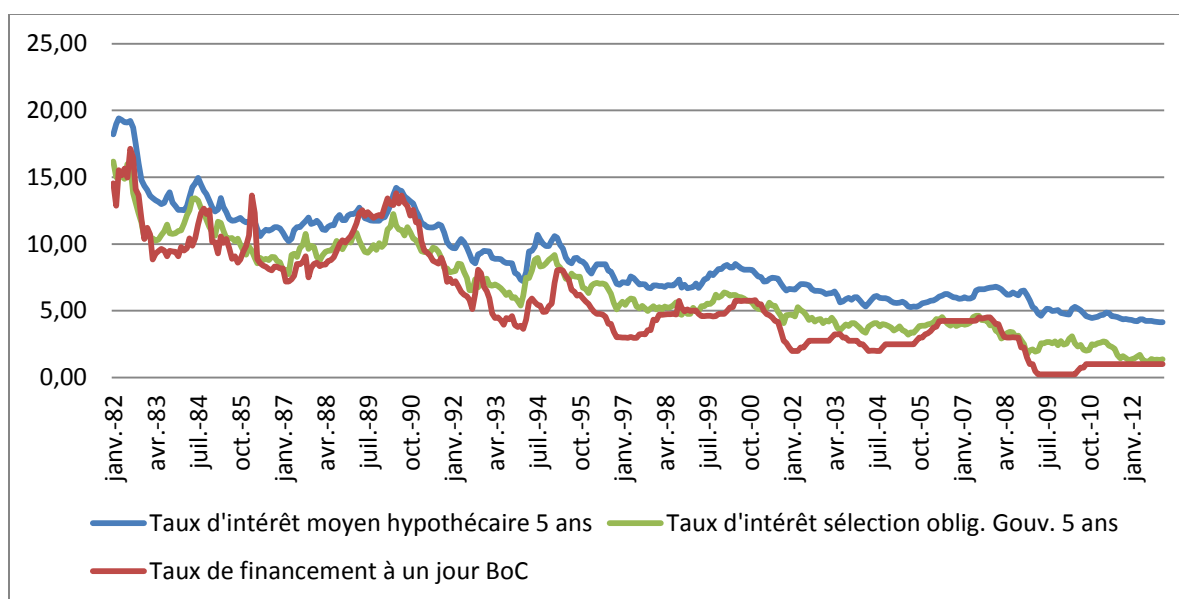
L'accélération de la croissance des prix durant la dernière décennie a coïncidé avec une accélération dans l'endettement des ménages (Tableau 2.1) et une baisse des taux d'intérêt (Figure 2.4). Cela s'est traduit par une baisse du ratio intérêts payés sur les hypothèques sur le revenu disponible de 10.1% à 7.4% entre 1992 et 2012 alors que le ratio dette sur le revenu disponible a augmenté de 91% à 164% sur cette même période.

De plus, la valeur des actifs totaux des ménages sur la valeur nette est restée relativement constante sur les 20 dernières années, ce qui implique que la valeur des actifs a cru dans une même proportion que la dette des ménages.

Tableau 2.1 : Croissance annuelle moyenne des prix immobiliers nominaux, du revenu disponible et de la dette des ménages

	Prix immobiliers nominaux	Revenu disponible ménages	Dette totale ménages	Crédit consommation	Crédit à l'habitation
1982-1992	6.7%	nd	9.9%	7.7%	10.9%
1992-2002	2.0%	3.9%	5.9%	7.4%	5.3%
2002-2012	6.9%	4.4%	9.1%	9.2%	9.0%

Figure 2.4 : Évolution des taux d'intérêt nominaux



Dans cette section, nous avons documenté et analysé les tendances du marché immobilier canadien durant les trois dernières décennies et mis en parallèle son évolution avec celles du crédit à l'habitation et des taux d'intérêt. Dans ce qui suit, nous tenterons dans un premier temps de mieux comprendre l'impact d'un choc monétaire et d'un choc de crédit lié au secteur de l'habitation sur le secteur immobilier. De plus, devant la hausse importante des prix immobiliers depuis 2002, nous analyserons les répercussions d'un choc des prix immobiliers sur l'économie.

## 2.2 Revue de littérature

Il existe une abondante littérature abordant la problématique du secteur immobilier dont un grand nombre d'articles ont étudié les liens entre la politique monétaire et le marché immobilier.

Ahearne et al. (2005) ont étudié les propriétés pro-cycliques des prix des actifs immobiliers. Ils ont analysé de manière descriptive les mouvements des prix dans dix-huit pays industrialisés de 1970 à 2005. Les auteurs ont identifié quarante-quatre sommets atteints par les prix immobiliers dans leur échantillon. Ils signalent que la phase initiale de la hausse des prix est associée à une tendance baissière des taux d'intérêt nominaux. Six à huit trimestres avant l'acmé des prix, les taux commencent à augmenter pour atteindre leur apogée environ quatre trimestres après le sommet des prix immobiliers. Cependant, les auteurs reconnaissent qu'une simple analyse descriptive, aussi utile soit-elle, ne permet pas d'isoler l'impact des taux d'intérêt sur les prix immobiliers. En effet, les mouvements des prix peuvent refléter leur réponse endogène à des chocs sur l'activité économique auxquels la politique monétaire répond également.

D'autres méthodes d'analyse sont donc nécessaires pour isoler l'impact de chocs macroéconomiques. Une importante littérature a utilisé les modèles VARs pour étudier les relations entre le prix des maisons et les variables macroéconomiques.

### Le marché immobilier et les VARs

Les résultats des articles utilisant les VARs tendent à soutenir, comme le suggère la théorie, une relation inverse entre les taux d'intérêt et le prix des actifs immobiliers. Mais la difficulté réside dans la mesure de l'amplitude de l'impact économique des taux d'intérêt sur les prix des actifs immobiliers.

Goodhart & Hofmann (2008) analysent les relations existantes entre les variables monétaires, le crédit et les prix immobiliers pour dix-sept pays industrialisés. Les auteurs emploient un panel VAR qui prend la forme :



$$(2.1) \quad Y_{i,t} = A_i + A(L)Y_{i,t} + \varepsilon_{i,t},$$

où  $Y_{i,t}$  est un vecteur contenant les variables susmentionnées,  $\varepsilon_{i,t}$  le vecteur d'erreurs,  $A_i$  une matrice d'effets fixes spécifiques aux pays,  $A(L)$  la matrice polynomiale des retards. Les auteurs utilisent six variables dont le PIB réel, l'inflation mesurée par l'IPC, les taux nominaux de court-terme, le prix nominal des maisons, une mesure large de la monnaie et du crédit nominal accordé au secteur privé, qu'ils ont ordonnées dans cet ordre pour identifier les chocs à l'aide de la méthode de Cholesky. Au sens de la causalité définie par Granger, Goodhart et Hofmann trouvent, entre autres, que les taux d'intérêt ont un effet significatif sur les prix des maisons futurs et que les prix des maisons ont également un effet significatif sur la quantité de monnaie future et la croissance du crédit. Les variables monétaires et les prix des maisons affectent également et significativement la croissance future du PIB. Selon leur modèle estimé sur une base trimestrielle de 1973Q1 à 2006Q4, une hausse de vingt-cinq pdb du taux d'intérêt conduit à une baisse statistiquement significative de 0.5% après douze trimestres. La baisse des prix est relativement lente atteignant une contraction de 0.8% du prix des maisons au bout de quarante trimestres. Un choc du prix des maisons conduit à une hausse significative économiquement de toutes les autres variables du système. Finalement, une hausse initiale de 25 pdb de l'encours du crédit est contrée par une hausse des taux d'intérêt court-terme. Malgré cela, les prix des maisons augmentent légèrement de 0.15% au bout de douze trimestres.

Sa et al. (2011) ont également étudié l'impact de la politique monétaire sur les prix immobiliers et ont voulu analyser en outre les effets des innovations financières. Pour ce faire, les auteurs ont utilisé un panel VAR intégrant dix-huit pays membres de l'OCDE. Les données utilisées couvrent la période allant de 1984 à 2006. Le VAR inclut douze variables : les taux nominaux court-terme (trois mois) sur la dette gouvernementale, les taux nominaux long-terme (dix ans) sur la dette gouvernementale, l'investissement non résidentiel réel, la consommation réelle, l'inflation mesurée par l'IPC, le ratio balance du compte courant sur PIB, le taux de change réel pondéré, le PIB mondial, les prix mondiaux, le crédit en termes réels accordé au secteur privé, l'investissement résidentiel réel et le prix réel des maisons. Les auteurs identifient les chocs à l'aide des restrictions

de signes. Une hausse du taux d'intérêt de 25 pdb entraîne une baisse des prix immobiliers atteignant un maximum de 0.3% au bout de deux ans. Les auteurs notent que les effets du choc sont plus grands dans les pays disposant d'un marché hypothécaire plus développé et où la titrisation est plus prononcée, signe d'un mécanisme financier accélérateur.

Bjornland et Jacobsen (2010) ont analysé l'effet d'un choc monétaire pour trois pays, la Suède, la Norvège et le Royaume-Uni. Les auteurs ont choisi ces trois pays car ils présentent un accès au crédit à l'habitation relativement comparable selon un indice de classification calculé par le FMI. Les auteurs indiquent également que le Canada et l'Australie sont les deux cas les plus similaires aux trois pays utilisés. Bjornland et Jacobsen estiment leur modèle de 1983 à 2006 en imposant des restrictions de court et long-terme pour identifier les chocs et utilisent six variables : l'inflation, le PIB réel, le taux d'intérêt court-terme, une mesure de taux d'intérêt international, une mesure de taux de change et les prix réels immobiliers. Les réponses pour les trois pays atteignent une baisse maximum au bout de 2 ans variant de 0.75% à 1.5% suite à une hausse de 25 pdb du taux d'intérêt court-terme, les réponses de long-terme atteignant un nouvel état stationnaire inférieur à celui initial entre 0.5% et 1%.

En somme, les trois articles susmentionnés indiquent une relation négative robuste entre les taux court-terme et les prix des actifs immobiliers. Ce constat est partagé par d'autres auteurs. (Del Negro et Otrok (2007), Jarockincki et Smets (2008)) qui trouvent une hausse des prix immobiliers suite à un choc monétaire expansionniste de 25 pdb allant de 0.3% à 0.9%. Toutefois, la relation entre les taux d'intérêt court-terme et les prix immobiliers ne semble pas économiquement suffisamment importante pour alimenter la hausse des prix observée sur la dernière décennie. D'autres facteurs doivent être considérés comme les conditions de crédit tel que le suggère Kuttner (2012). L'auteur défend que les conditions de crédit peuvent jouer un rôle plus grand dans la hausse des prix immobiliers que les taux d'intérêt à des niveaux bas. Selon ce dernier, dans les systèmes financiers orientés vers le marché, comme aux États-Unis, un assouplissement des conditions de crédit peut se traduire par des innovations financières, dont la titrisation et un relâchement des normes de prêts en sont un exemple. Dans des systèmes plus

centrés sur le système bancaire, un assouplissement des conditions de crédit est associé à une hausse rapide des indicateurs monétaires. Kuttner souligne qu'il serait une erreur de réduire l'analyse à l'étude seule des taux d'intérêt comme cause des bulles immobilières.

Ainsi, nous étudierons l'effet de trois types de choc sur les prix régionaux immobiliers canadiens : un choc de taux d'intérêt court-terme, un choc de crédit et un choc sur les prix immobiliers. Toutefois, nous utiliserons l'approche proposée par Bernanke, Boivin et Eliasz (2005) qui combine les VARs classiques à des facteurs afin de pallier à certaines limites présentées par les VARs comme nous allons l'expliquer dans la prochaine section.

### Limites des VARs

Bernanke, Boivin et Eliasz (BBE, 2005) reconnaissent des forces certaines aux VARs sous leur forme classique. Les auteurs soulignent que cette approche permet d'obtenir des réponses empiriques des variables économiques à un choc monétaire cohérentes devant la relative simplicité du modèle, ce qui en fait sa principale force.

Mais les auteurs soulignent également certaines limites. Une première lacune réside dans le désaccord de certains chercheurs quant à la stratégie la plus appropriée pour identifier les chocs. Une seconde limite apparaît devant le nombre réduit de variables utilisées, en général moins de dix variables, pour conserver un nombre de degrés de liberté suffisant. Or comme le mentionnent les auteurs, le nombre limité de variables utilisées dans le VAR est loin de couvrir les centaines de variables suivies par les banques centrales ou les acteurs des marchés financiers ou économiques et ce fait peut conduire à deux écueils.

Premièrement, les réponses des variables aux chocs peuvent être biaisées en raison de l'absence d'un grand nombre de variables contenant une information utilisée dans la prise de décision des banques centrales et des agents. Cette lacune peut conduire au problème bien connu des « puzzles économiques » (Sims, 1992). Deuxièmement, une conséquence inéluctable des VARs réside dans le fait que le nombre de réponses observables est contraint par le nombre réduit de variables du modèle. Or nous pourrions être intéressés par les réponses de variables non incluses dans le modèle pour des raisons de degré de liberté. En effet, il n'est pas sûr qu'une seule variable puisse représenter un concept

comme l'activité économique, citée en exemple par les auteurs. L'utilisation du PIB ou de la production industrielle ne couvre pas la totalité de cette dernière. L'ajout d'autres variables comme le taux de chômage ou les ventes est pertinent, mais peut être rendu impossible pour conserver un nombre suffisant de degrés de liberté.

Pour compenser ces deux dernières lacunes, BBE suggèrent l'utilisation de modèles économétriques riches en information. Ces derniers utilisent les Vecteurs Autorégressifs Augmentés de Facteurs (FAVARs) basés sur les modèles à facteurs dynamiques (MFD) ou « indices de diffusion » utilisés par Stock et Watson (2002, 2005).

### L'apport des modèles à facteurs

L'idée sous-jacente aux FAVARs est relativement simple et séduisante. Lorsqu'on utilise un modèle économétrique pour faire des prévisions macroéconomiques ou des simulations de choc, les chercheurs ont une certaine idée des concepts économiques qui interviendront dans l'équation et qui peuvent être représentés par certaines variables. Mais quelle variable prédictrice doit-on choisir pour incarner une mesure de l'activité économique lorsqu'on étudie l'inflation? Le PIB réel, le taux de chômage, un indicateur avancé de la production industrielle basé sur une enquête... Est-on certain que la variable prédictrice choisie saisisse bien le concept qu'elle est censée représenter? Et ne risque-t-on pas de « sur-ajuster » le modèle en choisissant la variable qui maximise l'explication de la variable dépendante?

Les FAVARs tentent d'apporter une solution à ce problème. Il ne s'agit plus de réduire chaque concept à une seule variable prédictrice, mais d'utiliser une large base de données de variables prédictrices pour extraire des facteurs reliés à certains concepts économiques. Ce principe n'est pas récent et provient initialement de l'analyse psychométrique. Son application économique a été initialement et formellement modélisée en 1977 par Sargent et Sims. Depuis, plusieurs auteurs ont contribué au développement de ce type de modèle avec entre autres, Forni, Hallin, Lippi et Reichlin (2000), Stock et Watson (2002, 2005).

Nous utiliserons le modèle vectoriel augmenté de facteurs de BBE. Ce dernier prend la forme suivante :

$$(2.2) \quad \begin{bmatrix} F_t \\ Y_t \end{bmatrix} = \Gamma(L) \begin{bmatrix} F_{t-1} \\ Y_{t-1} \end{bmatrix} + V_t, \quad \text{pour } t=1, \dots, T,$$

où  $F_t$  est un vecteur contenant les facteurs,  $Y_t$  un vecteur contenant certaines variables observables,  $\Gamma(L)$  une matrice polynômiale carrée comptant  $L$  retards et  $V_t$  les résidus. Contrairement au FAVAR de BBE, le MFD de Stock et Watson ne considère que les facteurs  $F_t$  et n'inclut pas de variables observables  $Y_t$ .

BBE notent que l'utilisation d'un FAVAR pour étudier l'effet d'un choc monétaire diminue les anomalies concernant les réponses de certaines variables dont l'inflation, ce qui justifie l'utilité apportée par l'emploi d'un grand nombre de variables. Boivin, Giannoni et Stevanovic (2010) aboutissent aux mêmes conclusions. Le but de leur papier est d'étudier si l'ajout d'information grâce à un modèle à facteurs pouvait aider à évaluer les mécanismes de transmissions de la politique monétaire dans une petite économie ouverte, le Canada. En outre, les auteurs trouvent que l'utilisation d'une grande base de données permet d'atténuer fortement « les puzzles économiques », notamment concernant les réponses des taux de change.

En outre, plusieurs articles ont étudié la performance de prévision des modèles économétriques incluant des facteurs et tendent à montrer que ce type de modèle apporte en général une plus grande précision que les alternatives classiques, le gain étant relativement conséquent pour les prévisions de court-terme (Brisson et al. (2003), Gavin et Kliesen (2008)).

Pour ces raisons, nous utiliserons un modèle à facteurs comme modèle pour analyser la réponse de l'ensemble de l'économie et du secteur immobilier à un choc monétaire, un choc de crédit et un choc exogène sur les prix immobiliers. Son utilisation est d'autant plus pertinente que l'utilisation d'une riche base de données nous permettra d'analyser les réponses des variables immobilières propres aux régions. Or comme nous allons l'illustrer dans la prochaine section, la dynamique de l'activité immobilière semble hétérogène selon les spécificités des régions.

## La pertinence d'étudier le marché immobilier à un niveau désagrégé

Un certain nombre d'articles ont étudié si l'effet de la politique monétaire est différent selon la spécificité des régions d'un pays. Carlino et DeFina (1998) ont étudié les réponses des économies régionales américaines à un choc monétaire à l'aide d'un VAR structurel. Les réponses dynamiques ont montré des différences de long-terme, certaines étant substantielles. Les auteurs apportent certaines explications. La part du secteur manufacturier d'une région a une incidence sur l'importance de la réponse suite au choc monétaire. De plus, une plus grande concentration de petites banques semblerait diminuer la sensibilité des États au choc monétaire.

Allen et al. (2009) ont examiné la relation à long terme entre les prix des maisons existantes des métropoles canadiennes de 1981 à 2005 ainsi que les relations entre ces prix et les variables économiques propres à chaque ville. Les résultats indiquent que les prix immobiliers des métropoles ne sont que faiblement reliés sur le long terme.

Dès lors, l'utilisation de variables désagrégées au niveau régional pour notre étude du Canada semble nécessaire afin d'avoir une image fidèle des réponses des variables étudiées.

Vargas et Silva (2008) ont étudié l'impact de la politique monétaire sur les nouvelles constructions et les permis de construire aux États-Unis à l'aide d'un FAVAR. Gupta et Kabundi (2009) furent les premiers à analyser l'impact de la politique monétaire sur les prix immobiliers au niveau des neuf divisions de l'économie américaine en employant un FAVAR couvrant la période de 1976 à 2005. Les auteurs notent une réponse négative des prix à une hausse du taux à un jour, suggérant que le cadre d'analyse ne souffre pas du problème du « puzzle économique ». Les réactions diffèrent entre les régions et sont cohérentes avec la nature économique des industries.

## 3. VAR augmenté de facteurs

### 3.1 Modèle

Nous nous attacherons à analyser l'effet de trois types de choc (monétaire, de crédit et des prix immobiliers) sur l'économie canadienne et plus particulièrement sur les variables reliées aux marchés immobiliers canadiens régionaux en utilisant un VAR augmenté de facteurs (FAVAR). Pour ce faire, nous nous baserons sur l'approche de Bernanke, Boivin et Elias (BBE, 2005).

Dans un VAR traditionnel, le nombre de variables que nous pouvons utiliser est limité à une dizaine tout au plus. Dès lors, lorsque nous voulons analyser par exemple un choc monétaire, nous utiliserions certaines variables observables pour représenter des concepts économiques modélisant la dynamique de l'économie et les mécanismes de transmission. Par exemple, le PIB pourrait servir à identifier le concept de la production, l'indice des prix à la consommation pourrait être une mesure du niveau des prix ou encore un écart de taux d'intérêts pour une mesure des conditions de crédit. Cependant, en se limitant à quelques variables, de l'information potentiellement utile est ignorée. Les FAVARs tentent d'apporter une solution à ce problème et offre plus de flexibilité pour modéliser la dynamique de l'économie.

#### FAVAR forme dynamique

En plus d'un certain nombre  $M$  de variables observables contenues dans un vecteur  $Y_t$ , nous allons également considérer  $Q$  « facteurs » contenus dans le vecteur  $f_t$ . Comme le mentionnent BBE, les facteurs nous permettront de modéliser certains concepts difficilement identifiables à l'aide d'une ou deux variables.

En somme, la dynamique de l'économie est modélisée par le FAVAR suivant :

$$(3.1) \quad \begin{bmatrix} f_t \\ Y_t \end{bmatrix} = \gamma(L) \begin{bmatrix} f_{t-1} \\ Y_{t-1} \end{bmatrix} + v_t, \quad \text{pour } t=1, \dots, T,$$

où  $\gamma(L)$  est une matrice polynômiale incluant P retards et  $v_t$  est un vecteur  $[(Q+M) \times 1]$  contenant les innovations statistiques de moyenne nulle.

Les facteurs  $f_t$ , représentant des concepts économiques agrégés, sont par définition non-observables. Toutefois, nous pouvons considérer un panel de N séries économiques observables et informatrices comprises dans le vecteur  $X_t$  où  $N \gg K$  et  $N \gg M$  telles que :

$$(3.2) \quad X_t = \lambda_f(L)f_t + \lambda_Y Y_t + e_t, \quad \text{pour } t=1, \dots, T,$$

où  $\lambda_f(L)$  est une matrice polynômiale incluant S retards et  $e_t$  est un vecteur  $[N \times 1]$  contenant les innovations statistiques de moyenne nulle. À partir de ce point, nous nommerons respectivement les séries  $f_t$  *facteurs non-observables* et les séries du vecteur  $Y_t$  *facteurs observables*.

Les séries observables de  $X_t$  pouvant s'élever à plusieurs centaines, partagent une composante commune décrite par les facteurs de  $f_t$  et  $Y_t$  et une partie idiosyncratique représentée par les résidus  $e_t$ . Les facteurs de  $f_t$  et  $Y_t$  sont considérés orthogonaux aux résidus de  $e_t$ . Les résidus peuvent être corrélés temporellement et avec les résidus d'autres variables, cette corrélation devant être toutefois limitée.<sup>4</sup>

Le but de notre étude est d'observer les réponses des variables immobilières contenues dans  $X_t$  à des chocs structurels associés aux variables de  $Y_t$ . Afin d'estimer les facteurs, nous devons avant tout transformer la forme dynamique en forme statique.

### FAVAR forme statique

Comme le rappellent Stock et Watson (2005), tout FAVAR possède une représentation statique dans laquelle il y a R facteurs statiques contenus dans le vecteur  $F_t$  qui représentent les valeurs présentes et passées des Q facteurs dynamiques. Autrement dit, si  $\lambda_f(L)$  dans (3.2) possède S retards, alors il y aura  $R=Q*(S+1)$  facteurs statiques tels que  $F_t = [f_t' \ f_{t-1}' \ \dots \ f_{t-s}']'$ .

Ainsi, à partir du système (3.1)-(3.2), la forme statique du modèle est décrite par les deux équations suivantes :

---

<sup>4</sup> Sous cette hypothèse, la forme du FAVAR est appelée « approximée » (Stock et Watson, 2005).



$$(3.3) \quad X_t = \Lambda_F F_t + \Lambda_Y Y_t + E_t, \quad \text{pour } t=1, \dots, T,$$

$$(3.4) \quad \begin{bmatrix} F_t \\ Y_t \end{bmatrix} = \Gamma(L) \begin{bmatrix} F_{t-1} \\ Y_{t-1} \end{bmatrix} + V_t, \quad \text{pour } t=1, \dots, T,$$

où  $F_t$  est un vecteur de taille  $[R \times 1]$  contenant les  $R$  facteurs statiques et  $\Gamma(L)$  une matrice polynômiale comptant  $L$  retards. Les résidus  $E_t$  et  $V_t$  ont des moyennes nulles.

En résumé, la dynamique de l'économie et les mécanismes de transmission sont modélisés par le FAVAR de l'équation (3.4). Ce FAVAR permet l'utilisation de séries observables contenues dans  $Y_t$ . Ces séries sont considérées comme des facteurs observables car elles interviennent directement dans la dynamique de l'économie pour impacter l'ensemble des variables économiques. BBE considèrent le taux d'intérêt à un jour de la banque centrale américaine par exemple. Ces séries sont complétées des facteurs non-observables  $F_t$  modélisant des concepts économiques plus « diffus » comme les conditions sur les prix, les conditions de production... L'équation (3.3) indique qu'un grand nombre de séries économiques comprises dans  $X_t$  sont influencées par ces facteurs, qui représentent la composante commune partagée par les variables de  $X_t$ . Cette dernière équation va nous permettre d'estimer les facteurs non-observables.

### 3.2. Estimation

Bien que les facteurs statiques  $F_t$  ne soient pas observables, l'équation (3.3) va nous permettre de les estimer. Deux méthodes d'estimation sont généralement utilisées : la première est basée sur l'estimation par composantes principales, la seconde fondée sur l'estimation par vraisemblance bayésienne. Nous utiliserons et expliquerons la méthode en deux étapes par composantes principales qui présente l'avantage non-négligeable d'être non-paramétrique. De plus, BBE ont estimé leur modèle en utilisant les deux méthodes mentionnées et ont obtenu sensiblement les mêmes conclusions.

La première étape consiste à estimer les facteurs non-observables à partir de l'équation (3.3). La seconde étape consiste à estimer le FAVAR de l'équation (3.4).

## Étape 1 : estimation des facteurs statiques

### **Analyse par composantes principales (ACP)**

$C_t = (F_t, Y_t)$  représente la dynamique commune aux variables de  $X_t$ . La première étape consiste à estimer  $C_t$  en calculant les  $R+M$  composantes principales de  $X_t$ .<sup>5</sup> À ce stade, nous ne tenons pas compte du fait que  $Y_t$  soit observable.

L'ACP cherche à résoudre le problème de maximisation suivant (Bai et Ng (2002)) :

$$(3.5) \quad \text{Min}_{\Lambda, F} S = (NT)^{-1} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (X_{it} - \Lambda_{ci} C_{it})^2$$

Supposons que  $\hat{C}_t$  et  $\hat{\Lambda}_C$  soient une solution au problème d'estimation. Cette solution n'est pas unique car l'estimation simultanée des deux paramètres fait qu'il existe une matrice  $H$  telle que  $\hat{\Lambda}_C \hat{C}_t = \hat{\Lambda}_C H H^{-1} \hat{C}_t$ . Une normalisation est nécessaire. L'ACP implique deux normalisations possibles qui aboutissent au même espace  $\Lambda_C C_t$  partagé par les variables  $X_t$ , soit  $C' C / T = I$  ou  $\Lambda' \Lambda / N = I$ . Nous choisissons la normalisation  $\Lambda' \Lambda / N = I$ .

Sous cette dernière, l'ACP implique que  $\hat{C} = X \hat{\Lambda} / N$  où  $\hat{\Lambda}$  est égale à  $N^{0.5}$  fois la matrice incluant les vecteurs propres associées aux  $R+M$  plus grandes valeurs propres de la matrice  $X' X$  de dimensions  $[N \times N]$  où  $X$  est de dimensions  $[T \times N]$ .

Une fois les composantes communes estimées, il nous reste à identifier les facteurs non-observables  $F_t$  qui correspondent à la partie de  $C_t$  indépendante des facteurs observables  $Y_t$ .

### **Identification des facteurs non-observables**

Deux stratégies pour identifier les estimés de  $F_t$  existent dans la littérature. La première est celle de BBE. Cette méthode impose certaines relations temporelles entre les facteurs observables  $Y_t$  et les séries informatrices  $X_t$ . La seconde stratégie de Boivin et Giannoni

---

<sup>5</sup> Nous nous référons aux travaux de Bai et Ng (2002) selon lesquels les facteurs peuvent être estimés de manière convergente et asymptotique par composantes principales dans un FAVAR approximé tolérant une certaine hétéroscédasticité temporelle et en coupes transversales des résidus idiosyncratiques, quand  $N$  et  $T$  sont assez larges et sans restrictions sur la relation entre  $N$  et  $T$ .

(BG, 2007) utilise un processus itératif. Nous utiliserons le modèle de BBE comme modèle de référence qui permet d'identifier la propagation des chocs monétaires et de crédit et nous comparerons les résultats à ceux du modèle de BG dans le cadre d'une analyse de la robustesse du modèle.

En effet, la méthode de BBE consiste à diviser le panel de variables  $X_t$  en deux groupes, les variables « rapides » et les variables « lentes », selon leur vitesse de réponse aux chocs. La distinction entre les variables est indiquée au tableau 8.1 en annexes. Nous nous baserons sur la classification de BBE. Les prix des maisons seront considérés dans le groupe des variables lentes. Les réponses sont relativement lentes comparées aux unités vendues et aux permis de construire.

Les facteurs non-observables correspondent à la partie de  $C_t$  indépendante de  $Y_t$ . Pour identifier  $F_t$ , nous estimerons des facteurs « lents »  $F_t^S$  comme les composantes principales du groupe des variables « lentes ».

Puis, nous réaliserons la régression suivante :

$$(3.6) \quad C_t = \Lambda_F^S F_t^S + \Lambda_Y^S Y_t + E_t^S, \quad \text{pour } t=1, \dots, T.$$

Finalement, les facteurs  $F_t$  correspondent à :

$$(3.7) \quad F_t = C_t - \Lambda_Y^S Y_t, \quad \text{pour } t=1, \dots, T.$$

La méthode récursive de BG est plus directe. En effet, BG estiment les R facteurs non-observables à partir de  $X_t$  et imposant directement les facteurs observables. Pour ce faire, à partir d'un premier estimé de  $F_t$  dénoté  $\hat{F}_t^0$  obtenus comme les R premières composantes principales de  $X_t$ , il faut :

1. Régresser  $X_t$  sur  $\hat{F}_t^0$  et  $Y_t$  pour obtenir  $\Lambda_t^0$
2. Calculer  $X_t^1 = X_t - \Lambda_t^0 * Y_t$
3. Estimer  $\hat{F}_t^1$  comme les R premières composantes principales de  $X_t^1$
4. Recommencer à l'étape 1.

Finalement, l'équation (3.3) est estimée par moindres carrés en remplaçant  $F_t$  par ses estimés.

Une question importante est le nombre  $R+M$  de facteurs statiques à estimer. Sous les hypothèses susmentionnées<sup>6</sup>, nous appliquerons le critère d'information IC(1) de Bai et Ng (2002) pour obtenir une première idée du nombre de facteurs<sup>7</sup>. Puis nous observerons la convergence du système en augmentant le nombre de facteurs.

Un point à noter est que les normalisations  $F'F/T = I$  ou  $\Lambda'\Lambda/N = I$  imposées par l'ACP est arbitraire. Ceci implique que les facteurs statistiques n'ont pas d'interprétation économique et sont le fruit de combinaisons linéaires des facteurs structurels à travers la matrice  $H$ <sup>8</sup>. Toutefois, nous n'avons pas besoin d'identifier ces derniers car les chocs seront réalisés sur les facteurs  $Y_t$  qui sont observables.

## Étape 2 : estimation de la dynamique des facteurs

### ***Estimation du VAR des facteurs***

Étant donné les estimés de  $F_t$  obtenus à l'étape 1, nous pouvons calculer les coefficients  $\Gamma(L)$  du FAVAR de l'équation (3.4) de manière classique par la méthode des moindres carrés ordinaires. Cependant, BBE signalent la présence de « régresseurs générés » et suggèrent d'adopter la procédure « bootstrap » de Kilian (1998) qui tient compte de l'incertitude de l'estimation des facteurs afin d'obtenir des intervalles de confiance plus précis pour les fonctions de réponses des variables. Nous présenterons les réponses des variables avec des intervalles de confiance de 95%.

### Identification des chocs structurels

Le but est d'observer les réponses des variables  $X_t$  aux chocs associés aux facteurs observables  $Y_t$ . Cependant, les résidus du VAR (3.4) représentent des innovations

---

<sup>6</sup> FAVAR approximé tolérant une certaine hétéroscédasticité temporelle et en coupes transversales des résidus idiosyncratiques, quand  $N$  et  $T$  sont assez larges et sans restrictions sur la relation entre  $N$  et  $T$ .

<sup>7</sup> Le détail des critères d'information est présenté à l'annexe 8.2.

<sup>8</sup> Le terme structurel est utilisé pour caractériser les facteurs qui ont une interprétation économique.

statistiques et non des chocs structurels. Pour identifier ces derniers, écrivons la forme structurelle du VAR (3.4) :

$$(3.8) \quad \Phi \begin{bmatrix} F_t \\ Y_t \end{bmatrix} = \Theta(L) \begin{bmatrix} F_{t-1} \\ Y_{t-1} \end{bmatrix} + U_t, \quad \text{pour } t=1, \dots, T,$$

où  $U_t$  est un vecteur qui contient les chocs structurels tels que leur matrice variance covariance soit la matrice identité.

Des VARs (3.1) et (3.4), nous pouvons en déduire :

$$(3.9) \quad U_t = \Phi V_t, \quad \text{pour } t=1, \dots, T.$$

Il nous faut calculer la matrice  $\Phi$ . Pour ce faire, nous identifierons les chocs en appliquant une structure récursive aux chocs structurels de  $U_t$  de telle sorte que  $\Phi$  soit triangulaire inférieure. L'ordre des facteurs dans le VARs sera détaillé lorsque nous présenterons les résultats des chocs associés.

En outre, remarquons que la matrice variance covariance  $\Sigma$  des résidus  $V_t$  est égale à :

$$(3.10) \quad \Sigma = E(V_t V_t') = \Phi^{-1} E(U_t U_t') \Phi^{-1'} = \Phi^{-1} \Phi^{-1'}.$$

Pour calculer  $\Phi$ , nous appliquerons une Cholesky à  $\Sigma$ , la décomposition de Cholesky nous permettant de récupérer une matrice triangulaire inférieure  $\Phi^{-1}$  tel que  $\Sigma = \Phi^{-1} \Phi^{-1'}$ .

À partir de ce point, nous savons comment estimer tous les paramètres nécessaires pour simuler les réponses des chocs.

### Fonction réponse des chocs

À partir des équations (3.3), (3.4) et (3.9), nous pouvons calculer la représentation moyenne mobile de  $X_t$  qui est :

$$(3.11) \quad X_t = \Lambda [I - \Gamma(L)]^{-1} \Phi^{-1} U_t + E_t, \quad \text{pour } t=1, \dots, T,$$

où  $\Lambda = [\Lambda_F \Lambda_Y]'$ .

À partir de cette représentation, nous allons pouvoir étudier les réponses des variables  $X_t$  à trois chocs structurels  $U_t$  : un choc monétaire, un choc de crédit, un choc haussier du prix des maisons.

Finalement, en plus des réponses, nous étudierons la contribution spécifique des chocs aux réponses avec une analyse de la décomposition de la variance des erreurs de prévision. Nous suivrons la méthode utilisée par BBE dont la formule diffère quelque peu de celle utilisée dans les VARs classiques en raison de la présence des facteurs non-observables. Les détails sont présentés à l'annexe 8.3.

## 4. Données

Tel que mentionné plus tôt, les FAVARs permettent l'utilisation d'un très grand nombre de variables. Notre base de données est composée de 255 séries à fréquence mensuelle. La portion non-immobilière de notre base de données partage un grand nombre de variables avec celle de Boivin, Stevanovic et Gianonni (2008). Toutefois, nous en avons réduit le nombre afin de diminuer l'autocorrélation des résidus entre les séries dans l'équation 3.3.

Le groupe de variables hors secteur immobilier est composé de séries concernant :

- les prix à la consommation nationaux et régionaux
- la production mesurée aux prix de base
- l'emploi par zones géographiques et par industrie
- les taux de chômage régionaux
- les mesures de crédit
- les taux d'intérêt et les écarts de taux d'intérêt
- la masse monétaire et les réserves officielles.
- les taux de change
- les marchés boursiers
- les importations et les exportations.

Notre modèle a été estimé sur la base d'un échantillon s'étendant de janvier 1983 à juillet 2008. En effet, nous avons préféré écarter la crise économique majeure de 2008-2010 qui a frappé l'ensemble de l'économie mondiale. Cette période très particulière s'est traduite entre autres par des mesures de politique monétaire non-orthodoxes et des problèmes de liquidité, ce qui nous a poussé à adopter un choix d'échantillon conservateur. Ceci étant dit, l'inclusion de cette période dans notre analyse aboutit à des résultats relativement similaires concernant le secteur immobilier, bien que plus d'anomalies soient notées.<sup>9</sup>

---

<sup>9</sup> Conserver cette période se traduit par plus d'anomalies dans nos simulations dont une convergence des taux d'intérêt vers l'état stationnaire initial insatisfaisante suite aux chocs sur les taux d'intérêt.

Toutes les variables utilisées ont bénéficié des transformations nécessaires afin d'assurer leur stationnarité. Un test de Dickey-Fuller augmenté a été utilisé à cet effet pour chaque variable. L'ensemble des séries ainsi que leurs transformations sont présentées à l'annexe 8.1. Les résultats de ces derniers tests sont relativement explicites pour l'ensemble des données excepté pour les variables des taux d'intérêt. Il n'est pas clair selon ces tests si ces derniers sont stationnaires en niveau ou bien en première différence. Nous avons décidé de suivre la littérature concernant les chocs monétaires et de crédit utilisant des FAVARs dont un grand nombre d'articles les gardent en niveau, Bernanke et al. (2005), Boivin et al. (2007, 2010), Luciani (2010).

Finale­ment, l'ACP étant une méthode visant à réduire le nombre de variables en maximisant la variance des données, nous devons standardiser ces dernières afin de les rendre comparables sur une même échelle. La standardisation consiste à centrer les variables autour de leur moyenne et les diviser par leur écart-type.

Pour analyser plus spécifiquement le secteur immobilier résidentiel, nous utiliserons les données suivantes :

- les prix moyens de vente des logements existants et le nombre d'unités vendues aux niveaux national et régional
- les permis de construire en dollars et en unités aux niveaux national et régional
- le taux d'intérêt 5 ans des hypothèques résidentielles
- la croissance des hypothèques résidentielles nominales
- le PIB réel au prix de base dans le secteur de la construction
- la création d'emploi dans le secteur de la construction.

Les seules données disponibles à partir de 1983 concernant les prix des logements régionaux sont les prix compilés par l'Association canadienne de l'immeuble et la Fédération des chambres immobilières du Québec. Nous utiliserons ces données comme mesure des prix des marchés immobiliers ainsi que les unités vendues associées.

Nous étudierons l'effet de trois types de choc. Concernant le choc monétaire, nous analyserons l'effet d'une hausse de 25 points de base du taux de financement à un jour de la Banque du Canada. Au sujet du choc de crédit, nous effectuerons un choc sur l'encours



du crédit à l'habitation. Finalement, nous compléterons notre étude en analysant l'effet d'une hausse des prix immobiliers sur l'économie canadienne.

## 5. Résultats

Dans cette section, nous analyserons les résultats de trois types de choc. Nous commençons notre analyse en étudiant l'effet d'une hausse de 25 points de base du taux d'intérêt à un jour de la Banque centrale sur les marchés immobiliers régionaux canadiens. Puis, nous compléterons notre étude en analysant l'effet d'un choc sur l'encours du crédit à l'habitation. Finalement, nous analyserons l'effet d'une hausse des prix immobiliers sur l'ensemble de l'économie.

### 5.1 Choc monétaire

#### Modèle de référence

Le modèle de référence utilise la méthode de BBE et comportera un seul facteur observable  $Y$ , le taux d'intérêt de la Banque du Canada. Le nombre de facteurs non-observables est déterminant pour la robustesse des résultats. Sous-estimer ce nombre risque de sous-estimer la dynamique des facteurs non-observables du FAVAR et au contraire, le surestimer risque de sous-estimer la dynamique de court-terme représentée par les facteurs observables. Le critère IC(1) indique six facteurs. Nous avons réalisé des simulations additionnelles pour sept, huit et neuf facteurs. Il s'avère qu'augmenter le nombre de facteurs ne modifie que très légèrement les réponses sauf pour les permis de construire dont les réponses sont plus faibles avec huit et neuf facteurs. En outre, les réponses des unités vendues et des permis de construire affichent des divergences non-négligeables selon le modèle utilisé et doivent être considérées avec vigilance. Finalement, nous conserverons sept facteurs, les résultats étant très similaires avec ceux estimés avec six facteurs.

Notre modèle de référence comptera sept retards. Nous avons déterminé le nombre de retards minimum de telle sorte à ce que les résidus du FAVAR puissent être considérés comme bruits blancs. Pour ce faire nous avons réalisé une analyse graphique des résidus présentés à la figure 8.1 en annexe et de l'autocorrélation des résidus.

Nous ordonnons le choc monétaire en dernière position dans le FAVAR (3.4), comme le font BBE (2005) et Boivin et al. (2010) pour identifier le choc monétaire. Cet ordonnancement implique que les facteurs non-observables ne répondront pas de manière contemporaine au choc monétaire et qu'un choc sur les facteurs peut avoir un effet contemporain sur le taux monétaire. Ce schéma est cohérent avec la structure imposée pour estimer les facteurs non-observables. En effet, par construction ces derniers représentent davantage la dynamique lente des séries.

### Interprétation des réponses

Les taux d'intérêt et les écarts de taux d'intérêt sont les seules variables laissées en niveau lors de la stationnarisation. Nous avons transformé toutes les autres séries en première différence. En conséquence, sur les graphiques liés aux chocs, nous avons présenté les réponses cumulatives pour les variables en première différence et non cumulatives pour les variables en niveau. Cela a un impact sur l'interprétation des réponses :

- pour les variables en première différence de log, les réponses cumulatives doivent être interprétées en déviation en pourcentage par rapport au niveau d'équilibre initial et peuvent atteindre un nouveau niveau,
- pour les taux de chômage en première différence, les réponses cumulatives doivent être interprétées en déviation en points de base par rapport au niveau d'équilibre initial et peuvent atteindre un nouveau niveau,
- pour les taux d'intérêt et écarts de taux d'intérêt, les réponses devraient en théorie converger vers le niveau d'équilibre initial et doivent être interprétées en déviation en points de base par rapport au niveau initial.

Finalement, les réponses sont présentées avec des intervalles de confiance de 95% pour les trois chocs. Nous adoptons la procédure « bootstrap » de Kilian (1998) suggérée par BBE (2005). Il est à noter que les intervalles de confiance sont relativement larges, un

constat observable dans plusieurs articles adoptant les modèles FAVAR et cette méthode de « bootstrap » (BBE (2005), Boivin et al. (2008), Luciani (2008)). Nous estimons que ce constat n'invalide pas les conclusions concernant les réponses des variables économiques hors secteur immobilier et les prix des maisons. Toutefois, les intervalles des réponses des unités vendues et des permis de construire sont bien plus larges relativement aux autres variables, les réponses de ces variables devant être considérées avec vigilance comme susmentionné.

### Résultats empiriques

Les réponses des variables hors secteur immobilier à un choc monétaire restrictif sont présentées à la figure 5.1. Les résultats ne présentent aucune anomalie notable. L'impact sur le niveau des prix est économiquement négligeable, que ce soit pour l'IPC total ou l'indice des prix de référence de la Banque du Canada. Le choc monétaire restrictif semble affecter le secteur de la construction davantage que l'économie dans son ensemble. En effet, le PIB total présente une diminution légère et progressive pour atteindre un nouveau niveau 0.15% inférieur à celui initial au bout de 48 mois. La baisse du secteur de la construction est plus importante, ce dernier accusant une diminution de 0.6%. On observe ce même dessein concernant l'emploi : le nombre d'emplois total baisse de 0.15% alors que celui du secteur de la construction diminue de 0.6% par rapport à leurs niveaux initiaux respectifs. Pour l'ensemble de l'économie, le taux de chômage augmente de 10 points de base. La hausse du taux monétaire engendre logiquement une hausse du taux des obligations du gouvernement canadien et du taux 5 ans du crédit à l'habitation, l'écart entre ce dernier et l'obligation gouvernementale de même échéance devenant positif, mais économiquement négligeable. La quantité de monnaie et du crédit à la consommation baissent dans une même proportion, soit environ 0.3% en dessous de la valeur initiale alors que le crédit à l'habitation diminue sensiblement moins. Finalement, le dollar canadien s'apprécie très légèrement pendant les premiers mois puis se déprécie par la suite.

Les réponses des variables directement liées au secteur immobilier sont présentées aux figures 5.2 et 5.3. Le choc monétaire restrictif cause une diminution du prix de vente

moyen des logements existants. Pour le Canada, le niveau des prix est situé environ 0.6% en dessous de la valeur initiale au bout de 48 mois. Le Québec, l'Ontario et la Colombie-Britannique présentent sensiblement la même réaction alors que l'Alberta affiche une convergence vers le nouveau niveau moins prononcée pour une baisse légèrement plus forte de -0.75%. Concernant les ventes, les régions et le Canada présentent sensiblement les mêmes réponses au cours de la première année avec une baisse atteignant -1.2% sauf pour le Québec qui est moins touché. Les permis de construire accusent également une baisse rapide et économiquement non-négligeable au cours de la première année, l'Ontario étant la région la plus touchée.

### Analyse de robustesse

Premièrement, les réponses des variables économiques sont quantitativement et qualitativement similaires lorsqu'on augmente le nombre de retards à neuf. Toutefois, l'impact quantitatif sur les prix immobiliers est supérieur. Pour neuf retards, la diminution des prix varie autour de -0.8% au bout de 48 trimestres.

Nous avons également estimé le FAVAR avec la méthode récursive de Boivin et al. (2008). Nous sommes confiants que la convergence dans l'estimation des facteurs est obtenue après trente itérations, nombre que nous utiliserons pour tous les chocs. Les réponses des variables hors secteur immobilier sont quantitativement et qualitativement très similaires (figure 5.4). La baisse des prix immobiliers est plus importante que dans le modèle de référence (figure 5.5). L'Ontario est cette fois-ci la région la plus touchée (-0.9%), alors que la diminution des prix pour le Québec et la Colombie-Britannique est légèrement plus faible (-0.65%) que la réponse nationale dans ce cas (-0.8%).

Finalement, nous avons également estimé le modèle en considérant un deuxième facteur observable. L'ajout du facteur de crédit semble naturel et nous permet de purger les coefficients associés au facteur monétaire de la partie du facteur de crédit, qui sera ordonné après le facteur monétaire. Les réponses des variables économiques (figure 8.2) sont similaires, de même que les réponses des prix des maisons pour le Canada, le Québec et l'Ontario. Toutefois, l'impact sur les prix des maisons en Colombie-Britannique et en Alberta est plus fort. Les réactions des unités vendues sont

sensiblement plus faibles pour la première année et elles reviennent en territoire positif par la suite, ce qui n'était pas le cas dans le modèle de référence.

### Analyse du $R^2$ et la décomposition de la variance

L'analyse du  $R^2$  présenté au tableau 5.1 indique que la variance de tous les facteurs explique un fort pourcentage de la variance des variables agrégées incluant l'inflation, l'inflation de référence, le PIB total, l'emploi total, le taux de chômage et les taux d'intérêt et ceci pour les deux méthodes d'estimation. Ce constat laisse suggérer que les composantes du cycle économique sont bien représentées par les facteurs. Le  $R^2$  des prix immobiliers pour le Canada est de respectivement 25% et 27% avec le modèle de BBE et BG, ceux de l'Ontario étant légèrement plus faibles. Les  $R^2$  des prix immobiliers pour le Québec et la Colombie-Britannique sont d'environ 11%, laissant supposer plus de spécificités propres aux régions et non captées par la dynamique du FAVAR. Concernant la décomposition de la variance, les résultats divergent entre les deux méthodes d'estimation, le choc monétaire ayant un impact plus important dans le modèle de BG. En effet, pour le Canada, le choc monétaire explique 2% de la variance des prix immobiliers dans le modèle de BG contre 12% dans le modèle de BBE. La structure imposée dans l'identification du choc monétaire pourrait être une explication possible des différences notables dans le pouvoir explicatif des deux modèles.

Figure 5.1 : Réponses des variables économiques à un choc monétaire restrictif de 25 points de base

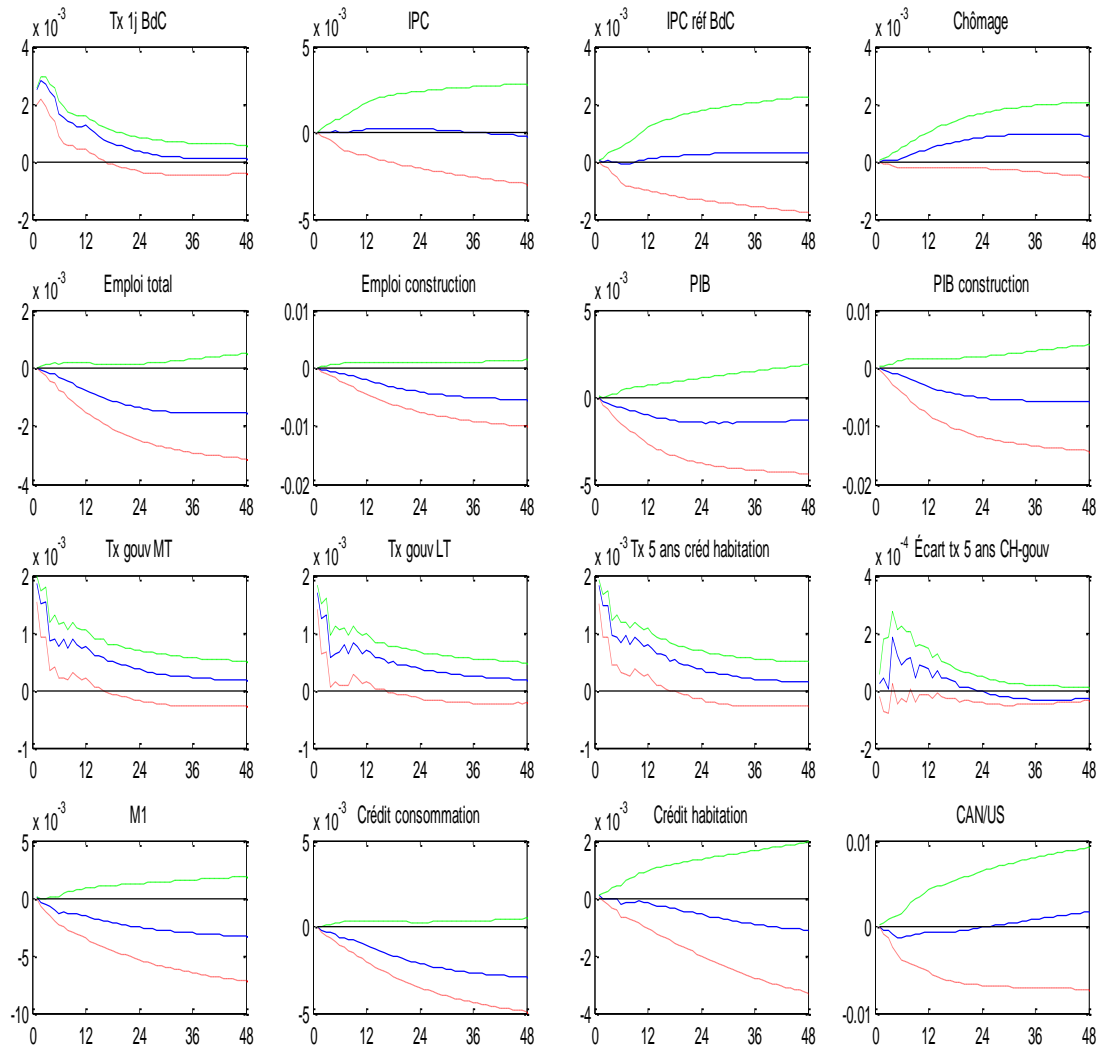


Figure 5.2 : Réponse des variables immobilières à un choc monétaire restrictif de 25 points de base

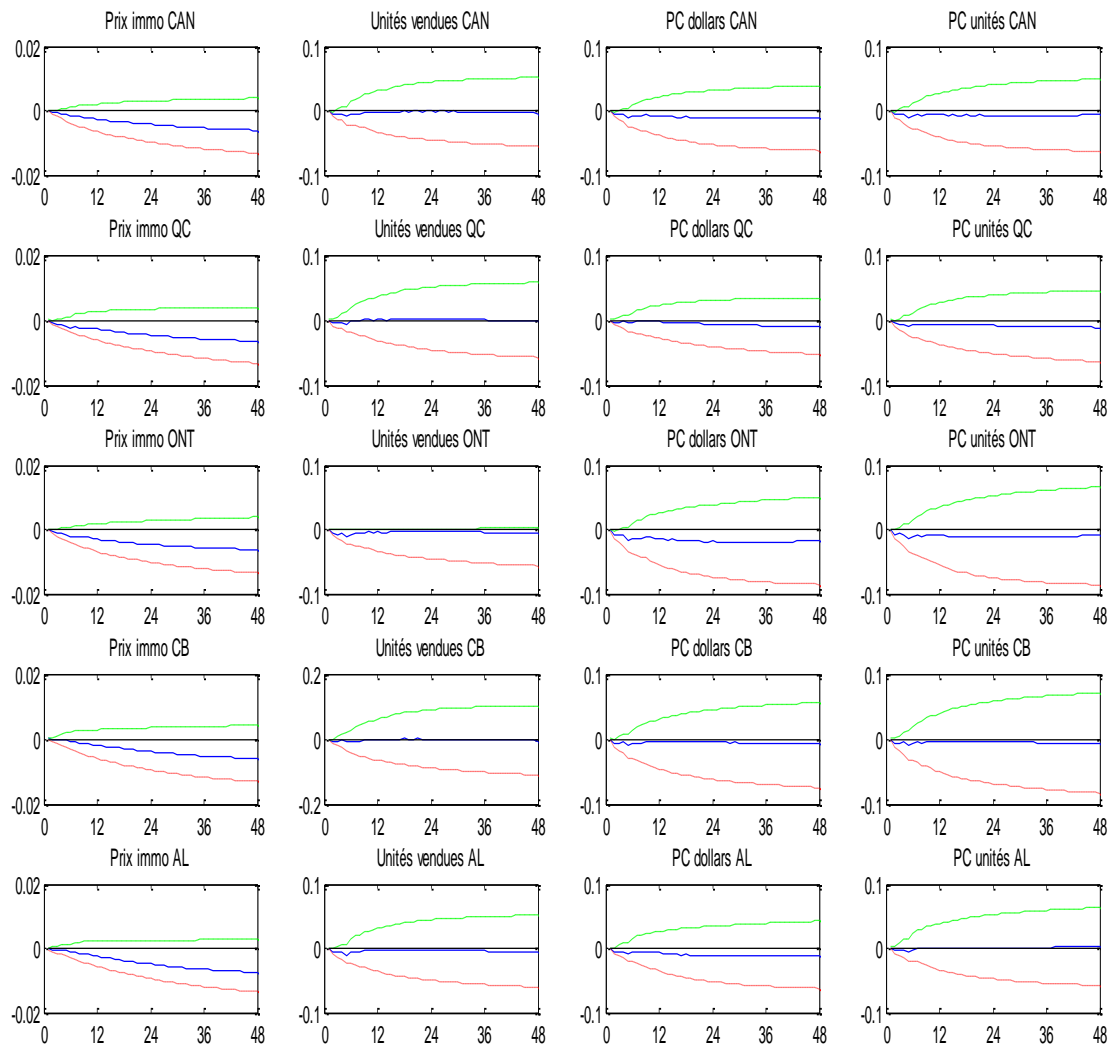




Figure 5.3 : Comparaison des réponses des variables immobilières

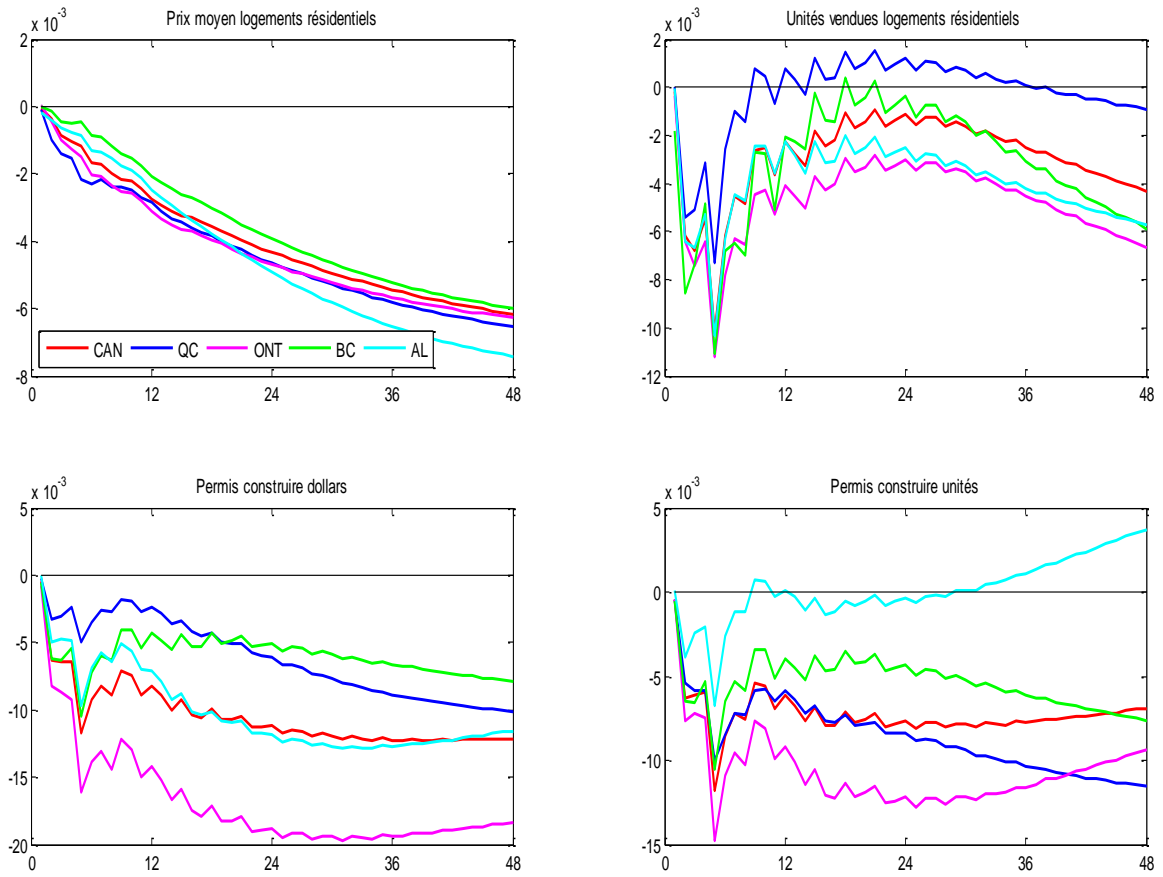


Tableau 5.1 : Analyse du R2 et de la décomposition de la variance

	R2		Décomposition de la variance	
	BBE	BG	BBE	BG
Inflation	82.2%	82.2%	0.2%	0.9%
Inflation référence	70.3%	72.7%	0.3%	2.0%
Emploi total	68.5%	65.7%	1.7%	4.1%
Emploi construction	19.7%	19.2%	2.6%	3.0%
Taux de chômage	40.3%	36.7%	0.7%	3.3%
PIB total	74.6%	74.9%	3.1%	2.2%
PIB construction	10.5%	10.5%	1.7%	3.5%
Taux à 1 jour BdC	100.0%	100.0%	56.3%	48.0%
Taux gouv moyen-terme	96.8%	94.0%	29.3%	18.0%
Taux gouv long-terme	95.1%	90.7%	21.2%	13.0%
Taux 5 ans crédit habitation	96.1%	92.4%	34.2%	22.7%
M1	13.9%	12.0%	8.1%	5.4%
Crédit conso	35.6%	35.3%	4.0%	3.4%
Crédit habitation	42.7%	41.7%	1.5%	2.7%
Taux de change CAN/US	50.0%	50.8%	1.4%	2.8%
Prix immobilier CAN	24.9%	27.1%	1.9%	12.0%
Prix immobilier QC	10.6%	11.1%	8.5%	9.6%
Prix immobilier ONT	21.5%	23.6%	2.8%	14.9%
Prix immobilier BC	11.2%	11.4%	1.2%	4.8%
Prix immobilier AL	15.7%	17.4%	1.7%	8.0%
Unités vendues CAN	57.7%	56.5%	4.2%	0.9%
Unités vendues QC	38.0%	38.4%	3.2%	1.3%
Unités vendues ONT	45.8%	44.4%	4.8%	1.1%
Unités vendues BC	42.0%	42.4%	1.9%	0.3%
Unités vendues AL	42.4%	42.4%	4.4%	1.1%
Permis construction dollars CAN	40.4%	40.6%	5.1%	3.8%
Permis construction dollars QC	7.3%	7.0%	3.8%	1.6%
Permis construction dollars ONT	23.8%	23.8%	5.7%	4.1%
Permis construction dollars BC	11.2%	12.5%	4.1%	6.3%
Permis construction dollars AL	19.4%	19.3%	3.7%	2.1%
Permis construction unités CAN	37.6%	37.8%	4.4%	3.8%
Permis construction unités QC	6.9%	7.0%	6.5%	4.5%
Permis construction unités ONT	23.8%	23.5%	4.2%	3.1%
Permis construction unités BC	9.6%	10.7%	3.4%	5.3%
Permis construction unités AL	17.0%	16.6%	2.4%	1.5%

Figure 5.4 : Réponses au choc monétaire (modèle BG)

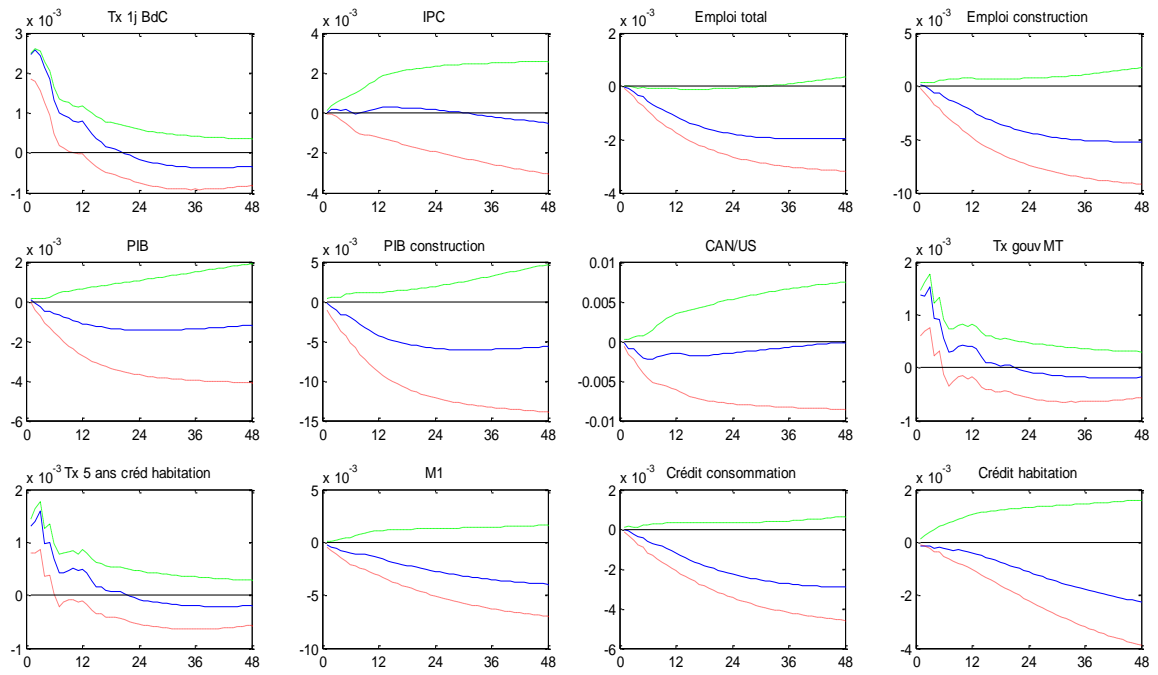
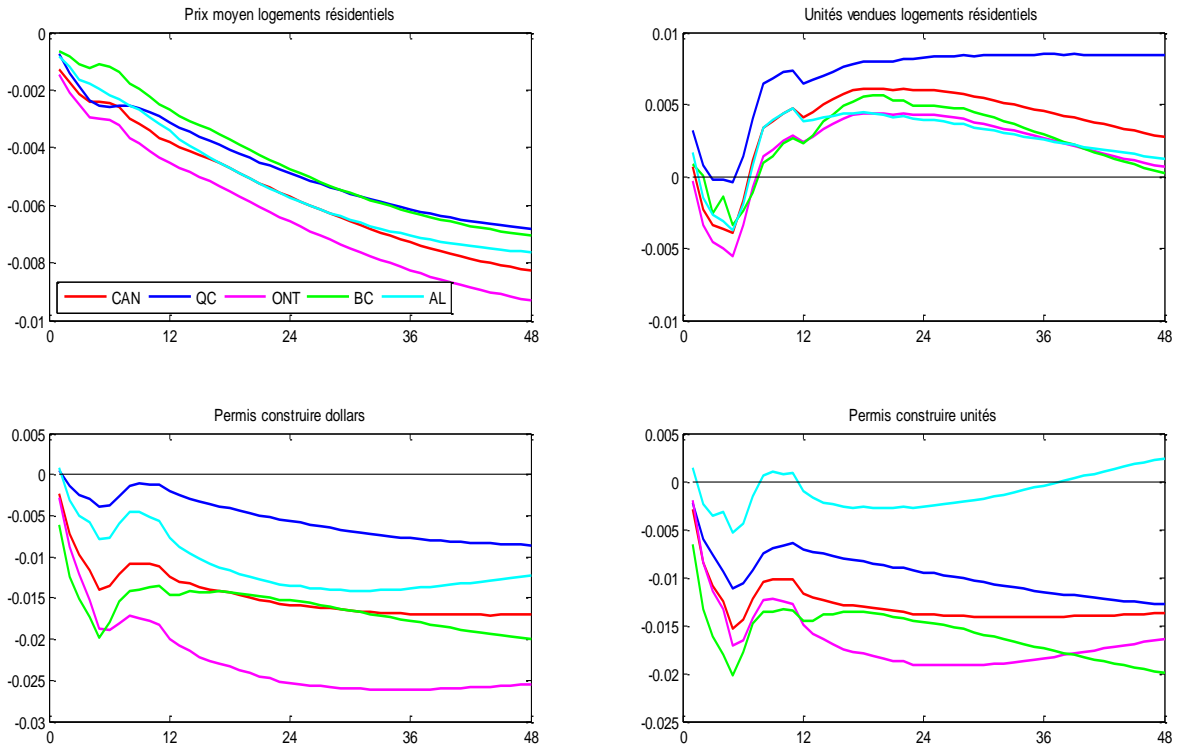


Figure 5.5 : Réponses des variables immobilières au choc monétaire (modèle BG)



## 5.2 Choc de crédit

Nous allons à présent analyser les résultats concernant un second choc sur l'encours du crédit total à l'habitation. Ce choc ne permet pas de discerner s'il s'agit à première vue d'un choc d'offre ou d'un choc de demande. Il aurait été idéal de pouvoir distinguer un choc d'offre, ce qui nous aurait permis de saisir par exemple l'impact potentiel d'un resserrement des conditions de crédit. Afin de pallier à cette lacune, nous avons utilisé d'autres mesures comme le ratio du crédit à l'habitation sur le crédit total ou une mesure du levier des banques incluant le crédit à l'habitation, mais les résultats obtenus ne sont pas robustes et ne sont donc pas présentés.

### Autres types de choc

Nous avons également considéré l'écart entre les taux 5 ans hypothécaire et le taux à un jour. Ces résultats ont conduit à des anomalies dans les réponses. Des explications possibles à ce constat peuvent être que la prime de risque dans le marché immobilier est potentiellement moins sensible que la prime de risque sur la dette des entreprises par exemple. En effet, la loi nationale sur l'habitation interdit aux établissements de crédit d'accorder des prêts sans assurance lorsque la mise de fonds est inférieure à 20%. Rappelons que la mise de fonds minimale est de 5% depuis 1999. Lorsque la mise de fonds est de 20%, les prêteurs devront payer une prime d'assurance auprès de la Société canadienne d'hypothèques et de logement (SCHL) qui sera transférée aux emprunteurs. La SCHL garantit de ce fait le prêt et porte le risque. Ceci permet aux emprunteurs de bénéficier de taux d'intérêt plus faibles. « Cette assurance élimine les risques auxquels s'exposent les prêteurs et leur permet de consentir aux emprunteurs un prêt hypothécaire à un taux d'intérêt beaucoup moins élevé... L'assurance prêt hypothécaire obligatoire procure au secteur financier un filet de sécurité nécessaire et, de ce fait, contribue à assurer l'accessibilité au crédit hypothécaire durant les périodes de récession et de ralentissement économique ».<sup>10</sup> De plus, la diminution de la mise de fonds à 5% est un événement difficilement identifiable avec ce type de modèle.

---

<sup>10</sup> [http://www.cmhc-schl.gc.ca/fr/co/asprhy/asprhy\\_001.cfm](http://www.cmhc-schl.gc.ca/fr/co/asprhy/asprhy_001.cfm)

## Modèle de référence

Le modèle de référence comporte sept facteurs non-observables, sept retards et un seul facteur observable, le facteur de crédit. Les résidus, présentés en annexes à la figure 8.3. peuvent toujours être considérés comme bruit blanc.

La taille du choc sera une hausse initiale de 0.15% du crédit à l'habitation, ce qui correspond à un choc d'un écart-type. Les résultats doivent être considérés avec critique. En effet, comme nous le verrons, une hausse du crédit entraîne une hausse des taux d'intérêt qui ne convergent que très lentement vers le niveau initial; rappelons que les réponses des taux d'intérêt correspondent aux réponses non cumulatives. Étant donné la faible convergence, les réponses sont présentées pour cent périodes. Goodhart et Hofmann (2008) ont réalisé ce type de choc à l'aide d'un panel-Var et la convergence du taux court terme vers son niveau initial suite au choc de crédit est bien plus lente que sa convergence lors d'un choc effectué directement sur le taux court terme. Cette faible convergence observée peut résulter du fait que les taux d'intérêt et le crédit agrégé sont des variables potentiellement très persistantes. Une autre explication possible est que le choc de crédit soit mal identifié.

## Résultats empiriques

Les réponses des variables hors secteur immobilier sont présentées à la figure 5.6. Nous observons que le crédit à l'habitation augmente lentement pour atteindre un nouveau niveau environ 1% supérieur à celui initial. La hausse du crédit est contrée immédiatement par une hausse des taux d'intérêt, ce qui pourrait expliquer la contraction de l'économie. Malgré cette dernière, le Canada dans son ensemble, l'Ontario et la Colombie-Britannique connaissent une hausse des prix immobiliers entre 0.2% et 0.35% au cours des cinquante premières années. Le Québec et l'Alberta subissent une baisse dès le départ par rapport au niveau initial. Les unités vendues diminuent au moment du choc, restant en territoire négatif par la suite, ce qui semble contredire le mouvement des prix.

En résumé, malgré la hausse des taux d'intérêt qui contrecarre celle du crédit et qui conduit à une contraction l'économie, certaines régions présentent une certaine augmentation des prix, ce qui laisse suggérer un certain impact du choc de crédit.

### Analyse de robustesse

L'utilisation de six ou huit facteurs non-observables ne change pas la nature des résultats relativement au modèle à sept facteurs.

Nous avons également étudié l'effet du choc de crédit avec le modèle de BG comportant comme seul facteur observable le facteur de crédit et ordonné en dernière position dans le FAVAR. Les résultats sont présentés aux figures 5.9 et 5.10. La réponse du crédit à l'habitation est très semblable à celle obtenue à l'aide du modèle de BBE. Toutefois, une première différence émerge du comportement des taux d'intérêt qui au cours des premiers mois sont très légèrement négatifs puis augmentent pour atteindre un sommet 10 points de base au-dessus de l'état stationnaire avant de converger très lentement vers ce dernier. Concernant les prix immobiliers, la Colombie-Britannique se démarque par une hausse atteignant 0.7% au-dessus de l'état stationnaire initial. Cependant, les unités vendues diminuent et restent en territoire négatif.

Figure 5.6 : Réponses des variables économiques à un choc de crédit

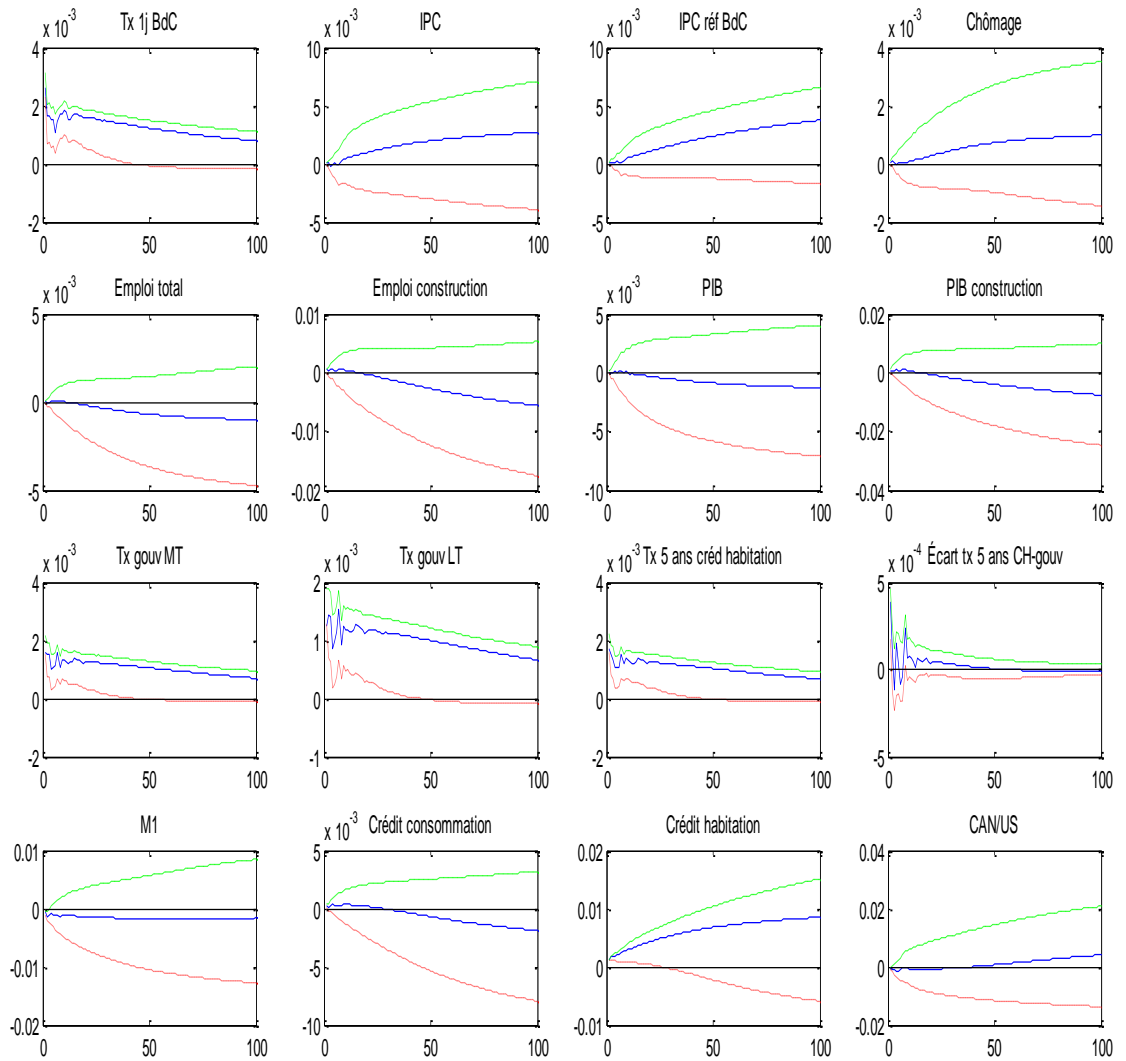


Figure 5.7 : Réponse des variables immobilières à un choc de crédit

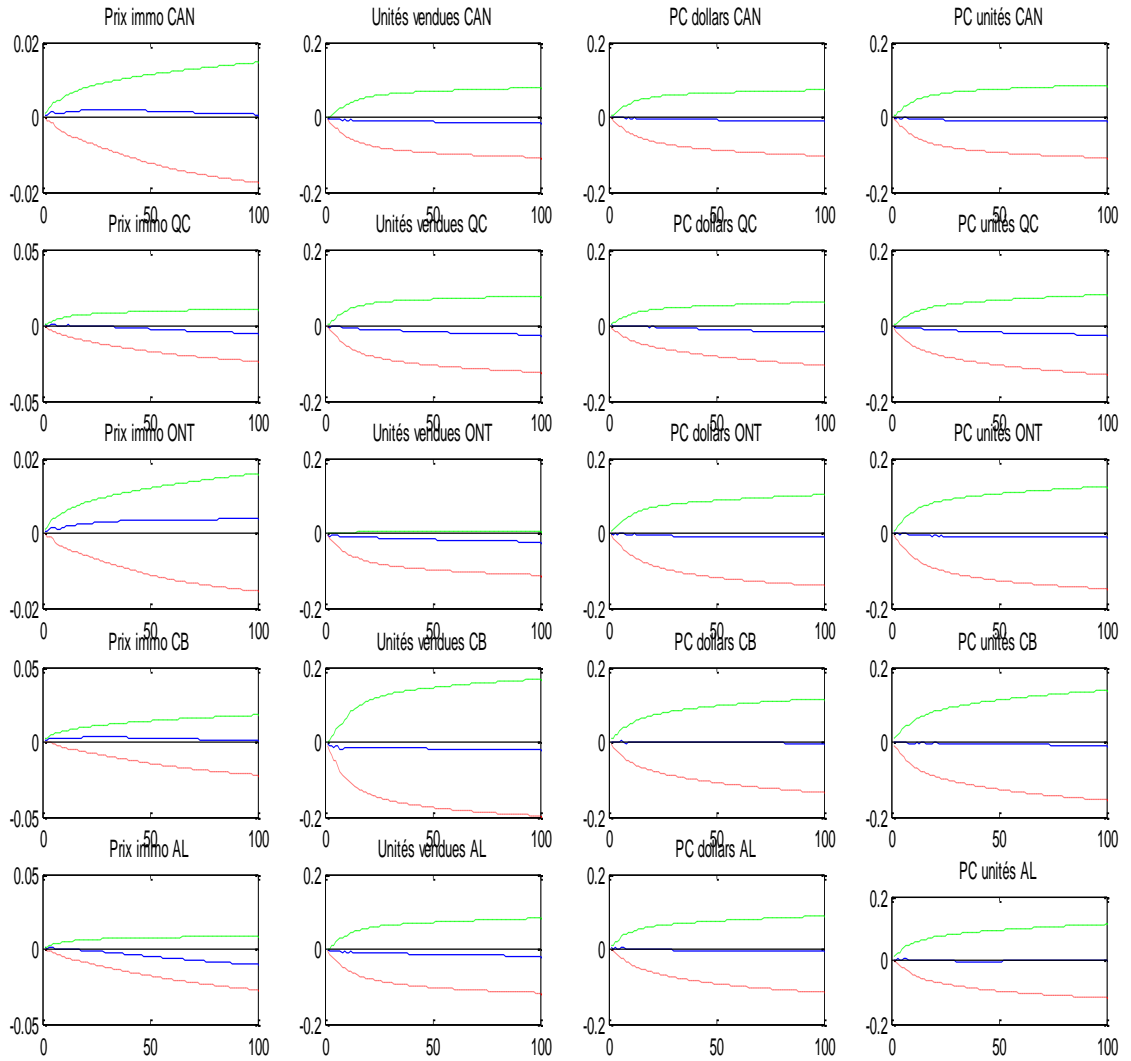




Figure 5.8 : Comparaison des réponses des variables immobilières

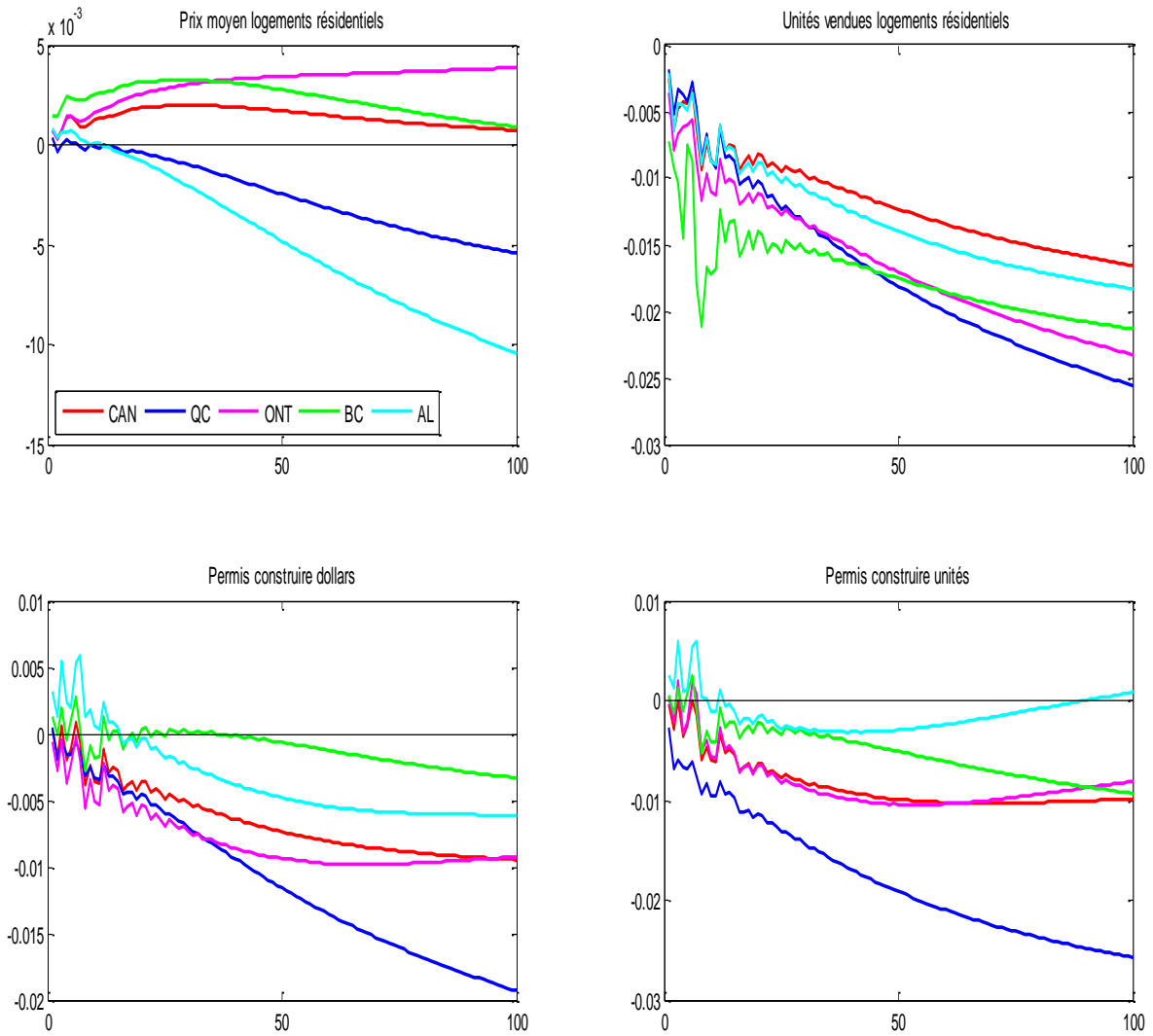


Tableau 5.2 : Analyse du R2 et de la décomposition de la variance

	R2		Décomposition de la variance	
	BBE	BG	BBE	BG
Inflation	82.6%	83.4%	1.6%	1.5%
Inflation référence	68.8%	68.8%	2.5%	1.8%
Emploi total	69.2%	70.2%	1.2%	0.8%
Emploi construction	19.1%	18.3%	3.6%	1.5%
Taux de chômage	37.7%	39.2%	1.2%	1.0%
PIB total	74.5%	74.3%	0.5%	0.9%
PIB construction	10.8%	10.6%	1.8%	2.3%
Taux à 1 jour BdC	94.8%	94.6%	27.4%	4.4%
Taux gouv moyen-terme	97.0%	97.6%	19.6%	3.9%
Taux gouv long-terme	95.3%	96.0%	16.1%	3.8%
Taux 5 ans crédit habitation	96.4%	96.9%	23.3%	4.3%
M1	26.2%	24.9%	6.4%	17.4%
Crédit conso	35.2%	30.9%	4.1%	3.8%
Crédit habitation	100.0%	100.0%	40.9%	58.8%
Taux de change CAN/US	51.0%	51.1%	0.7%	1.4%
Prix immobilier CAN	18.7%	16.6%	2.3%	0.3%
Prix immobilier QC	10.0%	9.4%	2.5%	0.6%
Prix immobilier ONT	15.0%	12.8%	2.7%	0.3%
Prix immobilier BC	11.1%	10.6%	7.2%	6.2%
Prix immobilier AL	15.6%	14.7%	3.4%	1.8%
Unités vendues CAN	59.4%	60.9%	0.9%	1.5%
Unités vendues QC	37.9%	38.3%	0.6%	1.0%
Unités vendues ONT	47.9%	49.2%	1.2%	2.2%
Unités vendues BC	42.3%	42.3%	1.1%	1.7%
Unités vendues AL	43.6%	44.8%	0.9%	1.4%
Permis construction dollars CAN	40.2%	39.5%	0.5%	1.2%
Permis construction dollars QC	7.1%	7.8%	1.0%	1.0%
Permis construction dollars ONT	23.7%	23.2%	0.4%	1.3%
Permis construction dollars BC	11.2%	11.1%	0.4%	1.7%
Permis construction dollars AL	19.6%	19.3%	1.1%	1.9%
Permis construction unités CAN	37.4%	36.3%	0.5%	1.0%
Permis construction unités QC	7.4%	8.0%	1.8%	3.4%
Permis construction unités ONT	23.8%	23.2%	0.5%	1.4%
Permis construction unités BC	9.6%	9.5%	0.4%	1.4%
Permis construction unités AL	17.0%	16.4%	0.7%	1.7%

Figure 5.9 : Réponses au choc de crédit (modèle BG)

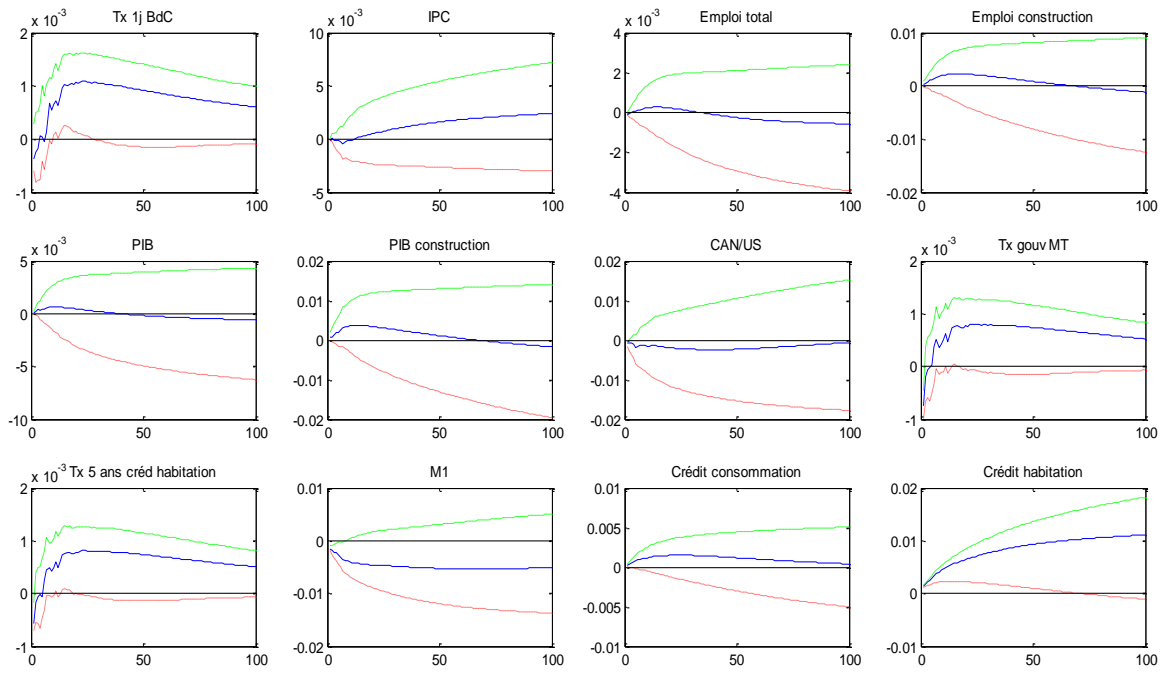
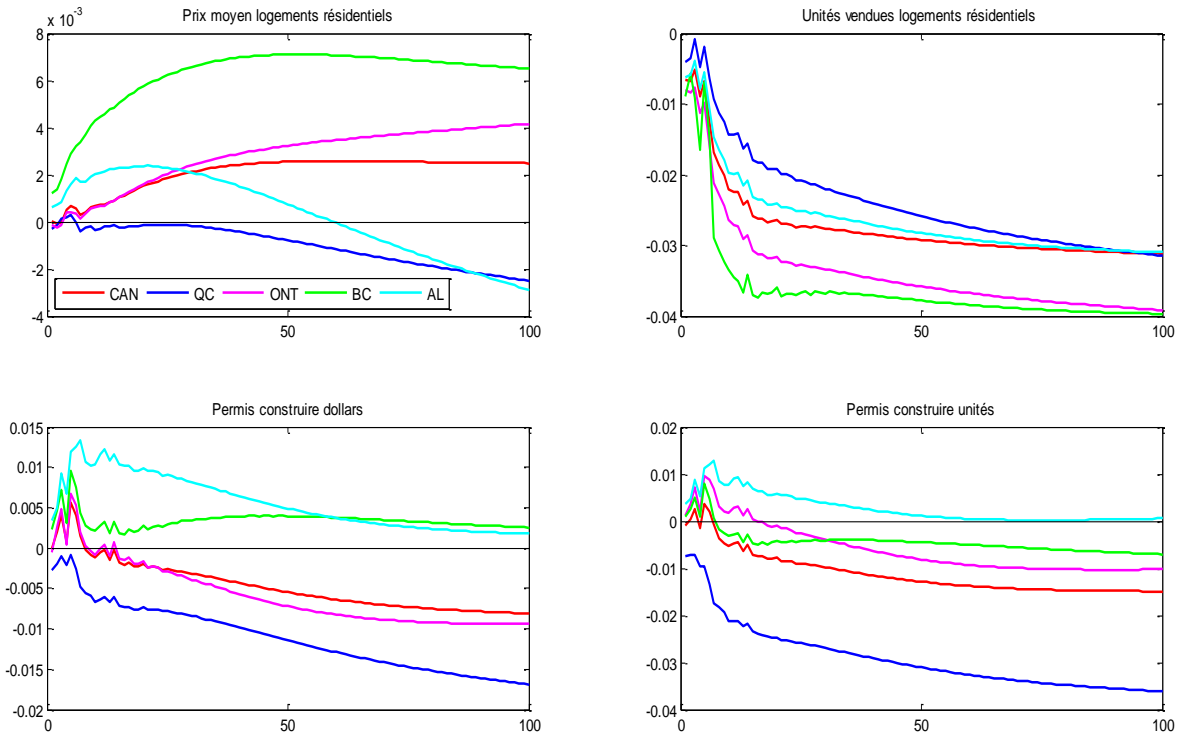


Figure 5.10 : Réponses des variables immobilières au choc de crédit (modèle BG)



### 5.3. Choc des prix immobiliers canadiens

Nous allons finalement analyser l'effet d'un dernier choc sur les prix immobiliers canadiens. Cela nous permettra de jauger son impact sur l'économie et de comprendre les mécanismes intervenants dans la transmission de ce type de choc. Nous pouvons interpréter ce dernier comme un choc exogène des prix dû à des facteurs non pris en compte dans le modèle. Il pourrait par exemple s'agir d'une bulle spéculative ou de chocs internationaux qui amènent des étrangers à entrer dans le marché. Il est à noter que la convergence des taux d'intérêt vers l'état stationnaire est relativement lente. Ainsi, les graphiques présenteront les réponses pour cent périodes.

#### Modèle de référence et résultats empiriques

Notre modèle de référence compte sept retards, sept facteurs non-observables et un seul facteur observable, les prix immobiliers pour le Canada. Nous allons réaliser un choc d'un écart-type des résidus structurels qui se traduit par une hausse immédiate de 1.3% des prix immobiliers au Canada. Les réponses sont présentées aux figures 5.11 5.12 et 5.13. Les taux d'intérêt présentent une baisse immédiate qui s'estompe très rapidement pour atteindre un sommet au cours de la deuxième année, avant de diminuer pour converger vers le niveau initial. La production augmente légèrement par rapport à sa valeur initiale (+0.1%) pour revenir en territoire négatif au cours de la quatrième année, ce qui pourrait refléter l'effet de la hausse des taux d'intérêt. Il est à noter que la hausse du PIB du secteur de la construction est plus forte que pour l'ensemble de l'économie. Le taux de chômage diminue avant de retourner vers la valeur initiale peu après la quatrième année. L'emploi du secteur de la construction augmente davantage que l'emploi total, ce qui laisse suggérer qu'une hausse des prix immobiliers stimule l'investissement dans ce secteur. S'ajoute à cela une hausse du crédit de l'habitation deux fois supérieure à celle du crédit à la consommation. Les prix immobiliers continuent d'augmenter jusqu'à la cinquième année pour atteindre un nouveau niveau. Il est à noter que l'Alberta est la région la moins sensible à la hausse des prix au Canada. Ces résultats nous conduisent à penser que la hausse de prix engendre une hausse du crédit à l'habitation et de l'investissement immobilier qui pourrait contribuer à l'augmentation lente des prix

jusqu'à ce que l'effet de la hausse des taux d'intérêt soit rencontré. Les unités vendues augmentent pour toutes les régions sauf au Québec. Finalement, l'analyse de la décomposition de la variance (tableau 5.3) indique que le choc des prix immobiliers explique encore respectivement 6.9% et 3.2% de l'emploi total et du PIB total au bout de quatre années.

### Analyse de robustesse

Les réponses obtenues en augmentant le nombre de retards à neuf sont relativement similaires à celles du modèle de référence. Nous avons également estimé le même modèle selon la méthode de BG, les résultats sont présentés aux figures 5.14 et 5.15. Les réponses sont qualitativement très similaires, mais l'effet sur l'économie semble légèrement plus faible. Ce constat se reflète dans la décomposition de la variance du choc où les prix canadiens expliquent respectivement 2.5% et 4.5% du PIB et de l'emploi. Les réponses du marché immobilier sont quant à elles relativement similaires.

En résumé, la hausse des prix immobiliers entraîne une légère expansion de l'économie, le secteur de la construction étant logiquement davantage stimulé. La réponse de la Banque centrale est relativement modeste, mais suffisante pour semble-t-il ralentir l'expansion de l'économie. Toutefois la hausse du crédit à l'habitation n'est pas négligeable, ce qui reflète une hausse de l'endettement en parallèle à la hausse de la valeur des actifs.

Figure 5.11 : Réponses des variables économiques à un choc sur les prix immobiliers canadiens

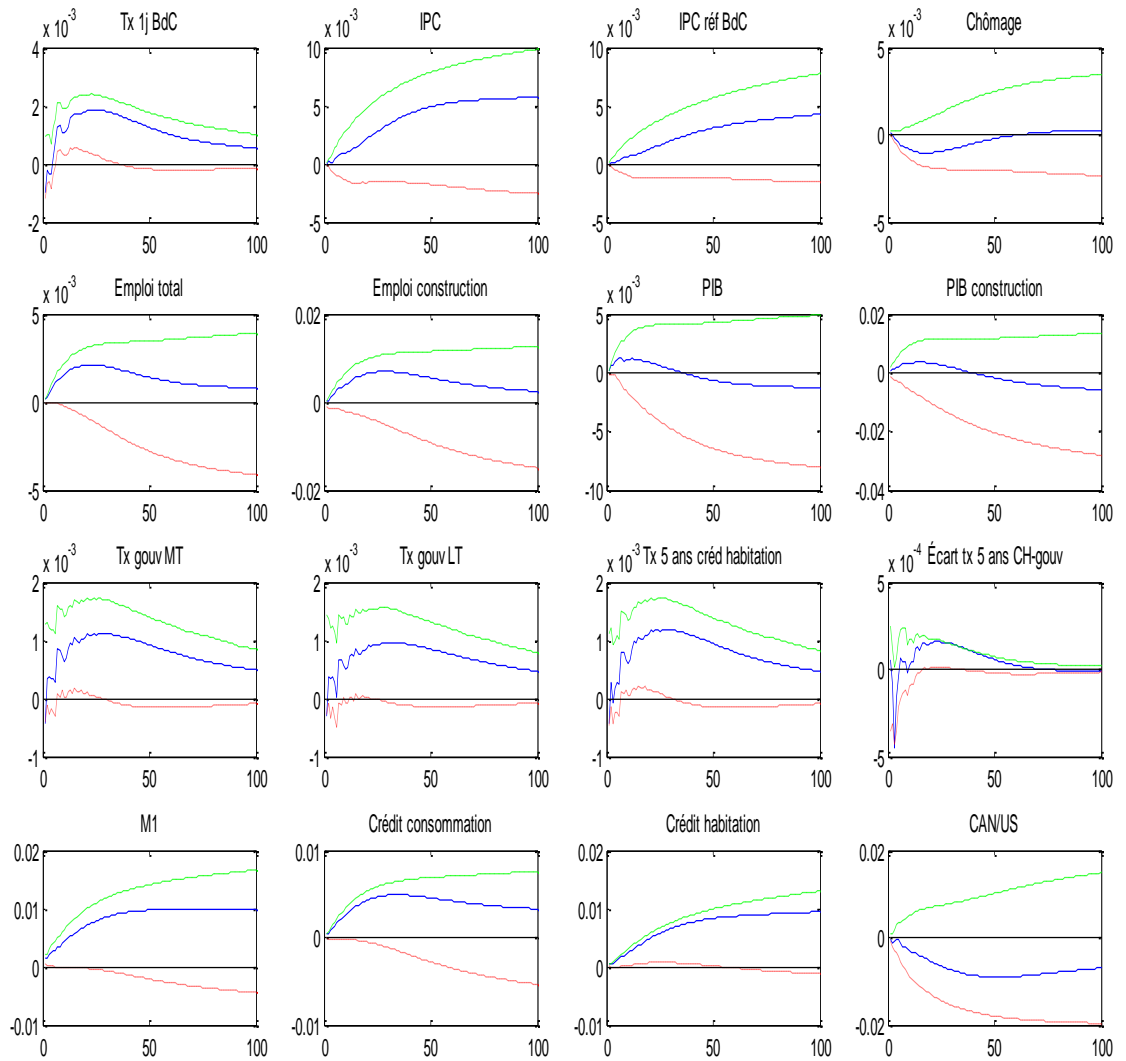


Figure 5.12 : Réponse des variables immobilières au choc sur les prix immobiliers canadiens

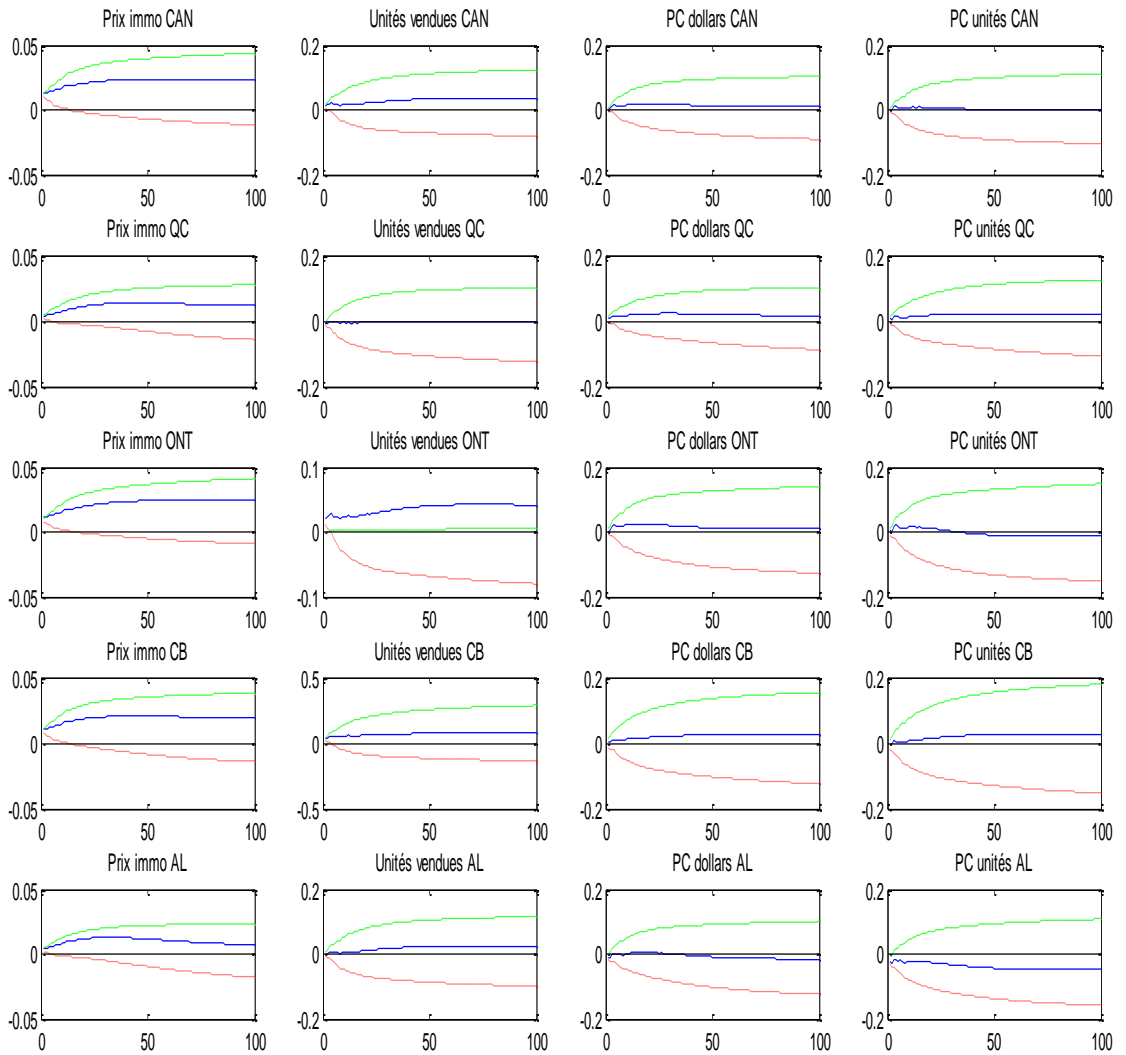


Figure 5.13 : Comparaison des réponses des variables immobilières

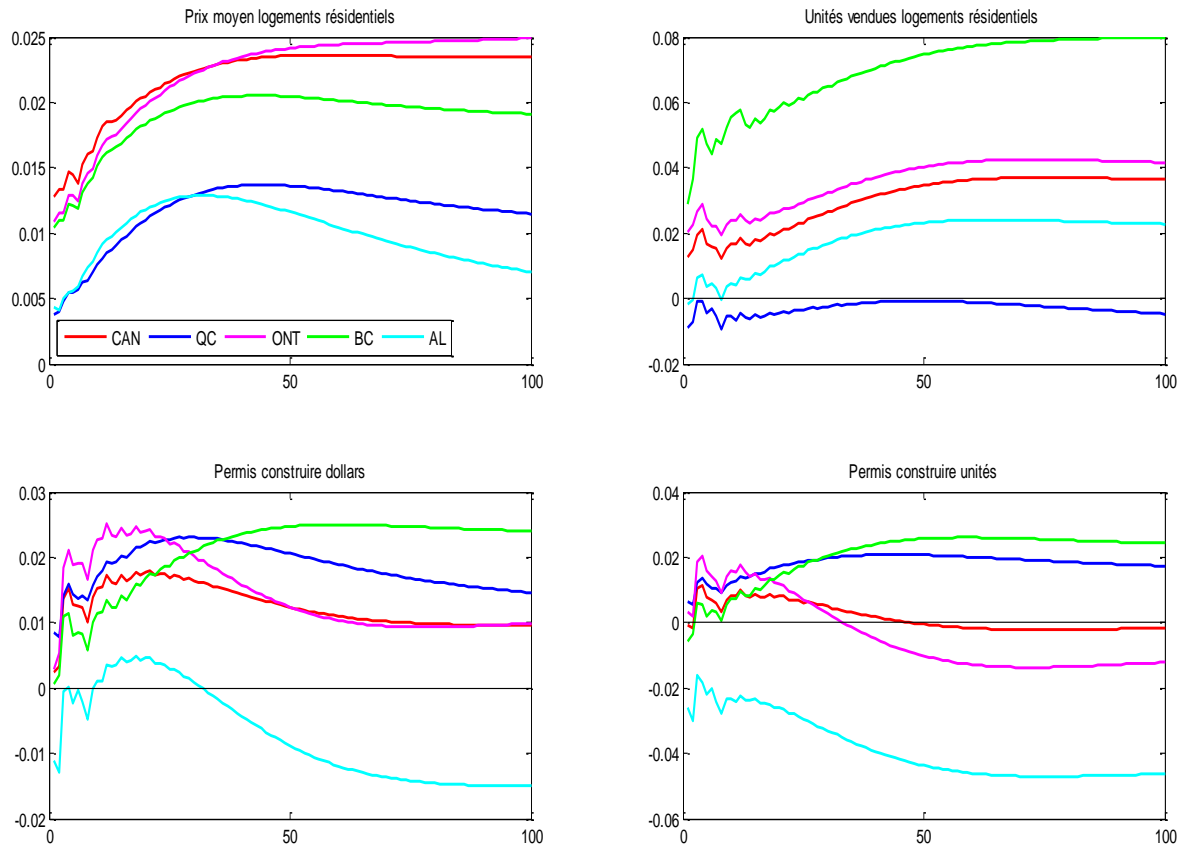




Tableau 5.3 : Analyse du R2 et de la décomposition de la variance

	R2		Décomposition de la variance	
	BBE	BG	BBE	BG
Inflation	82.2%	82.2%	1.8%	0.8%
Inflation référence	68.8%	69.0%	1.3%	0.7%
Emploi total	67.8%	68.8%	6.9%	4.5%
Emploi construction	20.3%	20.4%	5.6%	6.5%
Taux de chômage	38.2%	39.7%	6.2%	7.2%
PIB total	74.9%	75.1%	3.2%	2.5%
PIB construction	10.6%	10.1%	2.6%	2.5%
Taux à 1 jour BdC	95.1%	95.4%	10.0%	8.3%
Taux gouv moyen-terme	96.7%	96.7%	5.2%	2.5%
Taux gouv long-terme	95.0%	95.0%	3.7%	2.1%
Taux 5 ans crédit habitation	96.2%	96.2%	6.0%	3.0%
M1	12.5%	11.9%	33.6%	19.6%
Crédit conso	35.8%	35.5%	12.5%	4.6%
Crédit habitation	40.4%	39.6%	17.5%	3.9%
Taux de change CAN/US	51.7%	52.5%	2.6%	2.9%
Prix immobilier CAN	100.0%	100.0%	79.5%	73.8%
Prix immobilier QC	11.7%	11.5%	36.8%	22.6%
Prix immobilier ONT	59.5%	59.3%	80.4%	72.1%
Prix immobilier BC	36.8%	36.8%	77.9%	67.4%
Prix immobilier AL	19.8%	19.5%	44.2%	30.9%
Unités vendues CAN	59.3%	59.3%	6.3%	4.4%
Unités vendues QC	39.4%	39.4%	4.2%	5.3%
Unités vendues ONT	51.3%	51.3%	13.8%	11.9%
Unités vendues BC	45.8%	45.4%	8.2%	8.6%
Unités vendues AL	42.7%	42.7%	2.4%	2.3%
Permis construction dollars CAN	40.4%	40.2%	4.9%	3.6%
Permis construction dollars QC	7.6%	7.3%	11.5%	8.3%
Permis construction dollars ONT	23.9%	23.8%	5.1%	4.0%
Permis construction dollars BC	11.2%	11.2%	3.4%	2.6%
Permis construction dollars AL	20.5%	20.6%	9.8%	9.3%
Permis construction unités CAN	37.5%	37.2%	5.0%	3.7%
Permis construction unités QC	7.1%	6.9%	6.3%	4.9%
Permis construction unités ONT	23.9%	23.7%	5.7%	4.5%
Permis construction unités BC	9.8%	9.8%	3.8%	4.0%
Permis construction unités AL	19.8%	19.8%	19.7%	18.7%

Figure 5.14 : Réponses au choc sur les prix immobiliers canadiens (modèle BG)

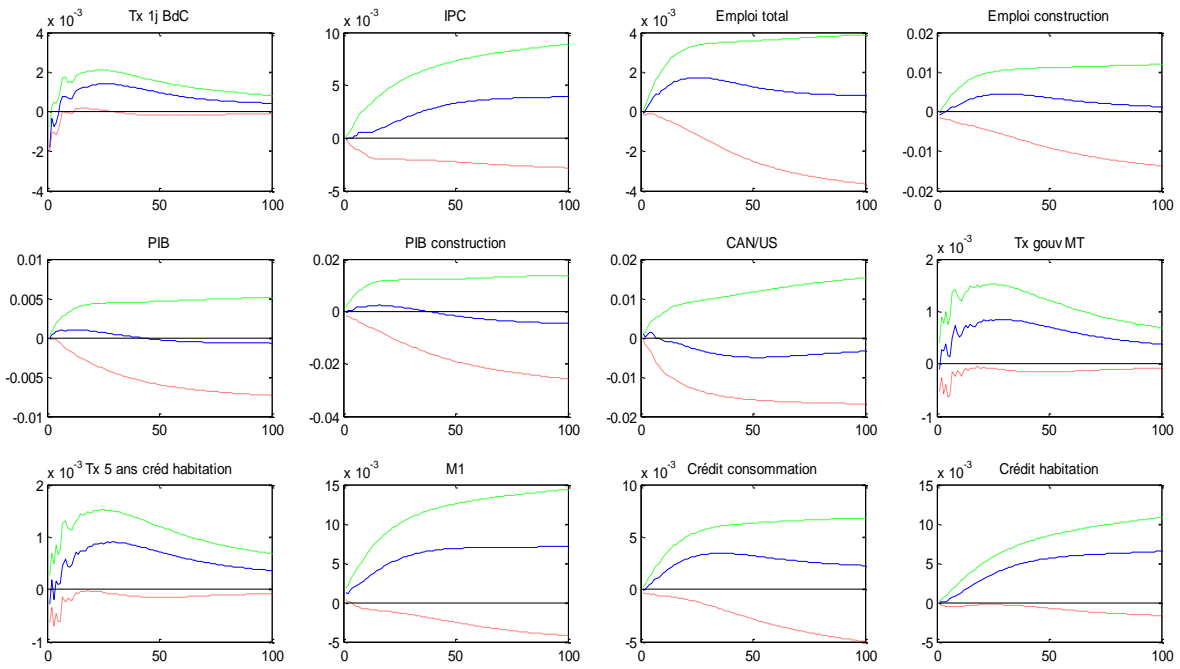
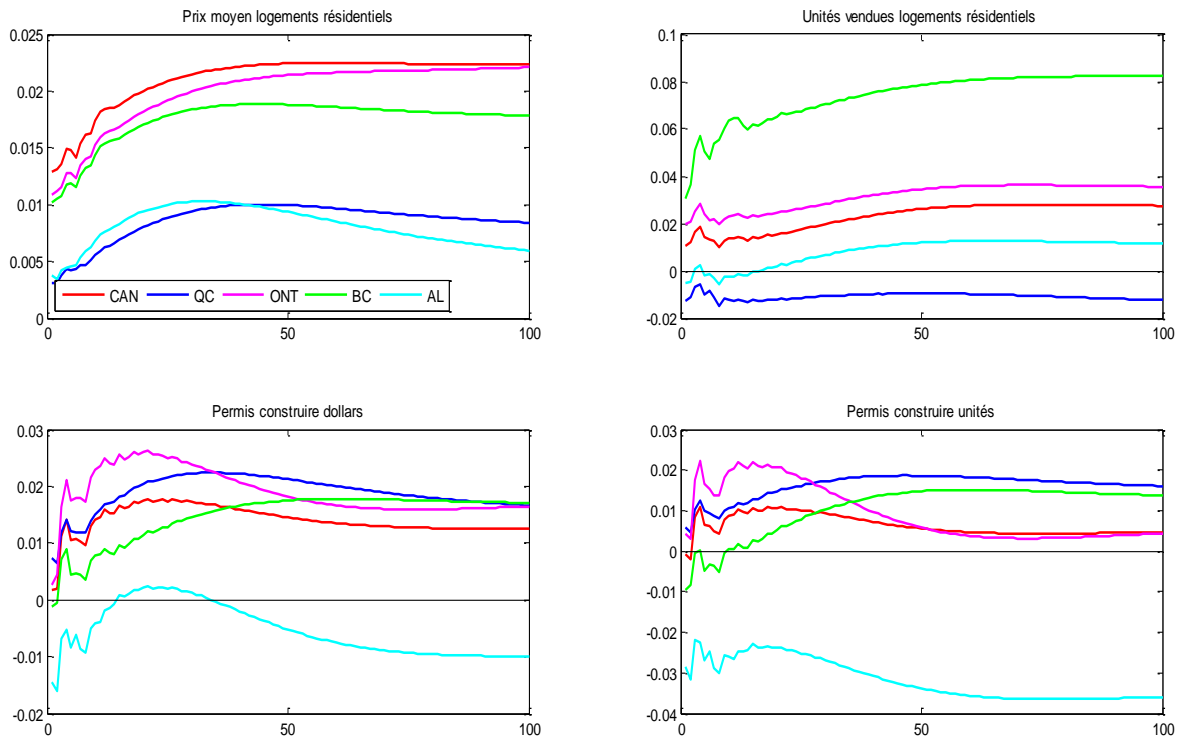


Figure 5.15 : Réponses des variables immobilières sur les prix immobiliers canadiens (modèle BG)



## 6. Conclusion

Nous avons analysé la sensibilité des marchés immobiliers canadiens à un choc monétaire et à un choc de crédit. En complément, nous avons également étudié l'impact d'une hausse exogène des prix immobiliers sur l'ensemble de l'économie. Pour ce faire, nous avons appliqué un modèle FAVAR estimé avec la méthode de Bernanke, Boivin et Elias (2005). Ce type de modèle nous permet d'utiliser un grand nombre de séries pour capter la dynamique commune des variables. Cette approche se veut une alternative aux VARs classiques qui utilisent un nombre réduit de variables pour représenter la dynamique de l'économie au risque de perdre une information utile contenue dans les variables écartées. Nous avons utilisé 255 variables à fréquence mensuelle. Nos résultats ont été estimés sur la période allant de janvier 1983 à juillet 2008.

L'effet d'un choc monétaire caractérisé par une hausse de 25 points de base du taux de financement à un jour de la Banque centrale semble avoir un effet économiquement non-négligeable sur le secteur de la construction et immobilier. Le secteur de la construction est davantage touché que l'économie dans son ensemble et les prix immobiliers accusent une baisse d'environ 0.6% après 48 mois. Nous avons également effectué un choc positif sur le crédit à l'habitation qui se traduit par une hausse des prix immobiliers de certaines régions malgré une hausse simultanée des taux d'intérêt suite au choc. Finalement, nous avons effectué un choc exogène sur les prix immobiliers. La hausse des prix immobiliers entraîne une légère expansion de l'économie, le secteur de la construction étant logiquement davantage stimulé. La réponse de la Banque centrale est relativement modeste mais suffisante pour semble-t-il ralentir l'expansion de l'économie. Toutefois la hausse du crédit à l'habitation n'est pas négligeable, ce qui reflète une hausse de l'endettement en parallèle à la hausse de la valeur des actifs.

En somme, notre étude confirme la relation négative robuste entre les taux d'intérêt et les prix immobiliers observée dans la littérature. Toutefois, l'identification du choc de crédit dans notre modèle ne nous a pas permis de distinguer un choc de demande d'un choc d'offre. Cette piste doit être approfondie et nous laissons cet exercice à d'autres études.

## 7. Bibliographie

Allen, J., R. Amano, D. R. Byrne & A.W. Gregory, 2009, *Canadian City Housing Prices and Urban Market Segmentation*, Canadian Journal of Economics, 42(3).

Ahearne, A., J. Ammer, B. Doyle, L. Kole, & R. Martin, 2005, *House Prices and Monetary Policy: A Cross-Country Study*, Board of Governors of the Federal Reserve System, International Finance Discussion, No. 841.

Bai, J. et S. Ng, 2002, *Determining the Number of factors in Approximate Factor Models*, Econometrica, 70.

Bernanke, B.S., J. Boivin & P. Eliasch, 2005, *Measuring the Effects of Monetary Policy: A Factor-augmented Vector Autoregressive (FAVAR) Approach*, Quarterly Journal of Economics, 120(1).

Bjornland, H.C. & D.H. Jacobsen, 2010, *The Role of House Prices in the Monetary Policy Transmission Mechanism in Small Open Economies*, Journal of Financial Stability, 6(4).

Boivin, J. & M.P. Giannoni, 2007, *Global Forces and Monetary Policy Effectiveness*, International Dimensions of Monetary Policy.

Boivin, J., M.P. Giannoni & D. Stevanovic, 2010, *Monetary Transmission in a Small Open Economy: More Data, Fewer Puzzles*, Mimeo.

Brisson, M., B. Campbell & J.W. Galbraith, 2003, *Forecasting some Low-predictability Time Series Using Diffusion Indices*, Journal of Forecasting, 22(6).

Carlino, G. & R. DeFina, 1998, *The Differential Regional effects of Monetary Policy*, The Review of Economics and Statistics, 80(4).

Del Negro, M. & C. Otrok, 2007, *99 Luftballons: Monetary Policy and the House Price Boom across U.S. states*, Journal of Monetary Economics, 54(7).

Forni, M., M. Hallin, M. Lippi & L. Reichlin, 2000, *The Generalized Factor Model: Identification and Estimation*, Review of Economics and Statistics, 82.

Gavin, W.T. & K.L. Kliesen, 2008, *Forecasting Inflation and Output : Comparing Data-Rich Models with Simple Rules*, Federal Reserve Bank of St. Louis Review, 90(3).

Goodhart, C. & B. Hofmann, 2008, *House Prices, Money, Credit, and the Macroeconomy*, Oxford Review of Economic Policy, 24(1).

Gupta, R. & A. Kabundj, 2009, *The Effect of Monetary Policy on House Price Inflation: A Factor Augmented Vector Autoregression (FAVAR) Approach*, Journal Economic of Studies, 37(6).

Jarocinski, M. & F. Smets, 2008, *House Prices and the Stance of Monetary Policy*, Federal Reserve Bank of St. Louis Review, 90.

Kuttner, K.N., 2012, *Low Interest Rates and Housing Bubbles: Still No Smoking Gun*, Mimeo, Williams College.

Luciani, M., 2008, *The Housing Market, and the 2008 Recession: A Structural Factor Analysis*,.

Luciani, M., 2010, *Monetary Policy and the Housing Market: A structural Factor Analysis*, Working Paper.

Sa, F., P. Towbin & T. Wieladek, 2011, *Low Interest Rates and Housing Booms: The Role of Capital Inflows, Monetary Policy and Financial Innovation*, Working paper.

Sargent, T.J. & C.A. Sims, 1977, *Business Cycle Modeling without Pretending to have Too Much a-priori Economic Theory*, *New Methods in Business Cycle Research*, Minneapolis: Federal Reserve Bank of Minneapolis.

Sims, C.A., 1992, *Interpreting the Macroeconomic Time Series Fact: The Effects of Monetary Policy*, European Economic Review, 36.

Stock, J.H. & M.W. Watson, 2002, *Macroeconomic Forecasting Using Diffusion Indexes*, Journal of Business & Economic Statistics, 20(2).

Stock, J.H. & M.W. Watson, 2005, *Implications of Dynamic Factor Analysis for VAR Analysis*, Working paper.

Taylor, J.B., 2007, Housing Finance and Monetary Policy. Jackson Hole Symposium, Federal Reserve Bank of Kansas City.

Taylor, J.B., 2009, *The Financial Crisis and the Policy Responses: An Empirical Analysis of What Went Wrong*, Working Paper 14631, National Bureau of Economic Research.

Vargas-Silva, C., 2008, *The Effect of Monetary Policy on Housing: A Factor-augmented Vector Autoregression (FAVAR) Approach*, Applied Economics Letters, 15(10).

Vasishtha, A. & P. Maier, 2011, *The Impact of the Global Business Cycle on Small Open Economies: A FAVAR Approach for Canada*, Bank of Canada working paper.

## 8. Annexes

### 8.1 Séries utilisées

Code :

BBE : L=variables lentes, R=variables rapides

Transformation : 1 = niveau, 2 = première différence, 3 = première différence des log

No	Transformation	BBE	Noms	Source	Code
Consumer Price Index, Canada, Provinces					
1	3	L	All-items (2002=100)	Cansim	v41690973
2	3	L	Food (2002=100)	Cansim	v41690974
3	3	L	Natural gas (2002=100)	Cansim	v41691065
4	3	L	Fuel oil and other fuels (2002=100)	Cansim	v41691066
5	3	L	Clothing and footwear (2002=100)	Cansim	v41691108
6	3	L	Private transportation (2002=100)	Cansim	v41691129
7	3	L	Health and personal care (2002=100)	Cansim	v41691153
8	3	L	Recreation, education and reading (2002=100)	Cansim	v41691170
9	3	L	Housing (1986 definition) (2002=100)	Cansim	v41691219
10	3	L	Goods (2002=100)	Cansim	v41691222
11	3	L	Durable goods (2002=100)	Cansim	v41691223
12	3	L	Non-durable goods (2002=100)	Cansim	v41691225
13	3	L	Services (2002=100)	Cansim	v41691230
14	3	L	All-items excluding food and energy (2002=100)	Cansim	v41691233
15	3	L	Energy (2002=100)	Cansim	v41691239
16	3	L	Newfoundland and Labrador; All-items CPI excluding food and energy (2002=100)	Cansim	v41691369
17	3	L	Nova Scotia; All-items CPI excluding food and energy (2002=100)	Cansim	v41691638
18	3	L	New Brunswick; All-items CPI excluding food and energy (2002=100)	Cansim	v41691773
19	3	L	Quebec; All-items CPI excluding food and energy (2002=100)	Cansim	v41691909
20	3	L	Ontario; All-items CPI excluding food and energy (2002=100)	Cansim	v41692045
21	3	L	Manitoba; All-items CPI excluding food and energy (2002=100)	Cansim	v41692181
22	3	L	Saskatchewan; All-items CPI excluding food and energy (2002=100)	Cansim	v41692317
23	3	L	Alberta; All-items CPI excluding food and energy (2002=100)	Cansim	v41692452
24	3	L	British Columbia; All-items CPI excluding food and energy (2002=100)	Cansim	v41692588
25	3	L	All-items excluding eight of the most volatile components (Bank of Canada definition) (2002=100)	Cansim	v41692942
Industry price indexes, by major commodity aggregations, monthly (Index, 2002=100)					
26	3	L	Canada; Total, all commodities (Index, 2002=100)	Cansim	v53384722
27	3	L	Canada; Meat, fish and dairy products (Index, 2002=100)	Cansim	v53384724
28	3	L	Canada; Fruit, vegetable, feeds and other food products (Index, 2002=100)	Cansim	v53384725
29	3	L	Canada; Beverages (Index, 2002=100)	Cansim	v53384726
30	3	L	Canada; Rubber, leather and plastic fabricated products (Index, 2002=100)	Cansim	v53384728

31	3	L	Canada; Textile products (Index, 2002=100)	Cansim	v53384729
32	3	L	Canada; Lumber and other wood products (Index, 2002=100)	Cansim	v53384731
33	3	L	Canada; Furniture and fixtures (Index, 2002=100)	Cansim	v53384732
34	3	L	Canada; Printing and publishing (Index, 2002=100)	Cansim	v53384734
35	3	L	Canada; Primary metal products (Index, 2002=100)	Cansim	v53384735
36	3	L	Canada; Fabricated metal products (Index, 2002=100)	Cansim	v53384736
37	3	L	Canada; Machinery and equipment (Index, 2002=100)	Cansim	v53384737
38	3	L	Canada; Motor vehicles and other transport equipment (Index, 2002=100)	Cansim	v53384738
39	3	L	Canada; Electrical and communication products (Index, 2002=100)	Cansim	v53384739
40	3	L	Canada; Non-metallic mineral products (Index, 2002=100)	Cansim	v53384740
41	3	L	Canada; Petroleum and coal products (Index, 2002=100)	Cansim	v53384741
42	3	L	Canada; Chemicals and chemical products (Index, 2002=100)	Cansim	v53384742

## GDP at basic prices, Canada, SA, 2002 constant prices

43	3	L	All industries [T001] (dollars - millions)	Cansim	v41881478
44	3	L	Business sector, goods [T003] (dollars - millions)	Cansim	v41881480
45	3	L	Business sector, services [T004] (dollars - millions)	Cansim	v41881481
46	3	L	Non-business sector industries [T005] (dollars - millions)	Cansim	v41881482
47	3	L	Goods-producing industries [T008] (dollars - millions)	Cansim	v41881485
48	3	L	Service-producing industries [T009] (dollars - millions)	Cansim	v41881486
49	3	L	Industrial production [T010] (dollars - millions)	Cansim	v41881487
50	3	L	Non-durable manufacturing industries [T011] (dollars - millions)	Cansim	v41881488
51	3	L	Durable manufacturing industries [T012] (dollars - millions)	Cansim	v41881489
52	3	L	Agriculture, forestry, fishing and hunting [11] (dollars - millions)	Cansim	v41881494
53	3	L	Mining and oil and gas extraction [21] (dollars - millions)	Cansim	v41881501
54	3	L	Residential building construction [230A] (dollars - millions)	Cansim	v41881524
55	3	L	Non-residential building construction [230B] (dollars - millions)	Cansim	v41881525
56	3	L	Manufacturing [31-33] (dollars - millions)	Cansim	v41881527
57	3	L	Wood product manufacturing [321] (dollars - millions)	Cansim	v41881555
58	3	L	Paper manufacturing [322] (dollars - millions)	Cansim	v41881564
59	3	L	Rubber product manufacturing [3262] (dollars - millions)	Cansim	v41881602
60	3	L	Non-metallic mineral product manufacturing [327] (dollars - millions)	Cansim	v41881606
61	3	L	Machinery manufacturing [333] (dollars - millions)	Cansim	v41881637
62	3	L	Electrical equipment, appliance and component manufacturing [335] (dollars - millions)	Cansim	v41881654
63	3	L	Transportation equipment manufacturing [336] (dollars - millions)	Cansim	v41881662
64	3	L	Motor vehicle manufacturing [3361] (dollars - millions)	Cansim	v41881663
65	3	L	Aerospace product and parts manufacturing [3364] (dollars - millions)	Cansim	v41881674
66	3	L	Railroad rolling stock manufacturing [3365] (dollars - millions)	Cansim	v41881675
67	3	L	Wholesale trade [41] (dollars - millions)	Cansim	v41881688
68	3	L	Retail trade [44-45] (dollars - millions)	Cansim	v41881689
69	3	L	Transportation and warehousing [48-49] (dollars - millions)	Cansim	v41881690
70	3	L	Pipeline transportation [486] (dollars - millions)	Cansim	v41881699
71	3	L	Finance, insurance, realestate, rental and leasing and management of companies and enterprises [5A] (dollars - millions)	Cansim	v41881724
72	3	L	Educational services [61] (dollars - millions)	Cansim	v41881756
73	3	L	Health care and social assistance [62] (dollars - millions)	Cansim	v41881759



74	3	L	Federal government public administration [911] (dollars - millions)	Cansim	v41881776
75	3	L	Defence services [9111] (dollars - millions)	Cansim	v41881777
76	3	L	Provincial and territorial public administration [912] (dollars - millions)	Cansim	v41881779
77	3	L	Local, municipal and regional public administration [913] (dollars - millions)	Cansim	v41881780
Employment, SA					
78	3	L	Canada; Employment; Both sexes; 15 years and over; (persons - thousands)	Cansim	v2062811
79	3	L	Newfoundland and Labrador; Employment; Both sexes; 15 years and over; (persons - thousands)	Cansim	v2063000
80	3	L	Prince Edward Island; Employment; Both sexes; 15 years and over; (persons - thousands)	Cansim	v2063189
81	3	L	Nova Scotia; Employment; Both sexes; 15 years and over; (persons - thousands)	Cansim	v2063378
82	3	L	New Brunswick; Employment; Both sexes; 15 years and over; (persons - thousands)	Cansim	v2063567
83	3	L	Quebec; Employment; Both sexes; 15 years and over; (persons - thousands)	Cansim	v2063756
84	3	L	Ontario; Employment; Both sexes; 15 years and over; (persons - thousands)	Cansim	v2063945
85	3	L	Manitoba; Employment; Both sexes; 15 years and over; (persons - thousands)	Cansim	v2064134
86	3	L	Saskatchewan; Employment; Both sexes; 15 years and over; (persons - thousands)	Cansim	v2064323
87	3	L	Alberta; Employment; Both sexes; 15 years and over; (persons - thousands)	Cansim	v2064512
88	3	L	British Columbia; Employment; Both sexes; 15 years and over; (persons - thousands)	Cansim	v2064701
Employment by industry, SA					
89	3	L	Total employed, all industries; (persons - thousands)	Cansim	v2057603
90	3	L	Goods-producing sector; (persons - thousands)	Cansim	v2057604
91	3	L	Agriculture [1100-1129, 1151-1152]; (persons - thousands)	Cansim	v2057605
92	3	L	Forestry, fishing, mining, oil and gas [1131-1133, 1141-1142, 1153]; (persons - thousands)	Cansim	v2057606
93	3	L	Utilities [2211-2213]; (persons - thousands)	Cansim	v2057607
94	3	L	Construction [2361-2389]; (persons - thousands)	Cansim	v2057608
95	3	L	Manufacturing [3211-3219, 3271-3279, 3311-3399, 3111-3169, 3221-3262]; (persons - thousands)	Cansim	v2057609
96	3	L	Services-producing sector; Seasonally adjusted (persons - thousands)	Cansim	v2057610
97	3	L	Trade [4111-4191, 4411-4543]; Seasonally adjusted (persons - thousands)	Cansim	v2057611
98	3	L	Transportation and warehousing [4811-4931]; Seasonally adjusted (persons - thousands)	Cansim	v2057612
99	3	L	Finance, insurance, real estate and leasing [5211-5269, 5311-5331]; (persons - thousands)	Cansim	v2057613
100	3	L	Professional, scientific and technical services [5411-5419]; (persons - thousands)	Cansim	v2057614
101	3	L	Business, building and other support services [5511-5629]; (persons - thousands)	Cansim	v2057615
102	3	L	Educational services [6111-6117]; (persons - thousands)	Cansim	v2057616
103	3	L	Health care and social assistance [6211-6244]; (persons - thousands)	Cansim	v2057617
104	3	L	Information, culture and recreation [5111-5191, 7111-7139]; (persons - thousands)	Cansim	v2057618
105	3	L	Accommodation and food services [7211-7224]; (persons - thousands)	Cansim	v2057619
106	3	L	Other services [8111-8141]; (persons - thousands)	Cansim	v2057620
107	3	L	Public administration [9110-9191]; (persons - thousands)	Cansim	v2057621
Unemployment rate, SA, Canada and provinces					
108	2	L	Canada; Unemployment rate; Both sexes; 15 years and over; (rate)	Cansim	v2062815

109	2	L	Newfoundland and Labrador; Unemployment rate; Both sexes; 15 years and over; (rate)	Cansim	v2063004
110	2	L	Prince Edward Island; Unemployment rate; Both sexes; 15 years and over; (rate)	Cansim	v2063193
111	2	L	Nova Scotia; Unemployment rate; Both sexes; 15 years and over; (rate)	Cansim	v2063382
112	2	L	New Brunswick; Unemployment rate; Both sexes; 15 years and over; (rate)	Cansim	v2063571
113	2	L	Quebec; Unemployment rate; Both sexes; 15 years and over; (rate)	Cansim	v2063760
114	2	L	Ontario; Unemployment rate; Both sexes; 15 years and over; (rate)	Cansim	v2063949
115	2	L	Manitoba; Unemployment rate; Both sexes; 15 years and over; (rate)	Cansim	v2064138
116	2	L	Saskatchewan; Unemployment rate; Both sexes; 15 years and over; (rate)	Cansim	v2064327
117	2	L	Alberta; Unemployment rate; Both sexes; 15 years and over; (rate)	Cansim	v2064516
118	2	L	British Columbia; Unemployment rate; Both sexes; 15 years and over; (rate)	Cansim	v2064705

## Credit measures and monetary aggregates

119	3	R	Total business and household credit; Seasonally adjusted (dollars - millions) [B165]	Cansim	v36414
120	3	R	Household credit; Seasonally adjusted (dollars - millions) [B166]	Cansim	v36415
121	3	R	Residential mortgage credit; Seasonally adjusted (dollars - millions) [B167]	Cansim	v36416
122	3	R	Consumer credit; Seasonally adjusted (dollars - millions) [B168]	Cansim	v36417
123	3	R	Business credit; Seasonally adjusted (dollars - millions) [B169]	Cansim	v36418
124	3	R	Other business credit; Seasonally adjusted (dollars - millions) [B170]	Cansim	v36419
125	3	R	Short-term business credit; Seasonally adjusted (dollars - millions) [B171]	Cansim	v36420
126	3	R	v37107 Canada; Total, major assets	Cansim	v37107
127	3	R	v37111 Canada; Canadian dollar assets, liquid assets	Cansim	v37111
128	3	R	v37119 Canada; Total personal loans	Cansim	v37119
129	3	R	v37120 Canada; Business loans	Cansim	v37120
130	3	R	v37135 Canada; Chartered bank deposits, personal, term	Cansim	v37135
131	3	R	v37138 Canada; Total, deposits at trust and mortgage loan companies	Cansim	v37138
132	3	R	v37140 Canada; Bankers' acceptances	Cansim	v37139
133	3	R	v37147 Canada; Canada Savings Bonds and other retail instruments	Cansim	v37140
134	3	R	v37153 Canada; Canadian dollar assets, total loans	Cansim	v37148
135	3	R	v37154 Canada; General loans (including grain dealers and installment finance companies)	Cansim	v37153
136	3	R	v37145 Canada; Monetary base (notes and coin in circulation, chartered bank and other Canadian Payments Association members' deposits with the Bank of Canada)	Cansim	v37154
137	3	R	v37146 Canada; Monetary base (notes and coin in circulation, chartered bank and other Canadian Payments Association members' deposits with the Bank of Canada) (excluding required reserves)	Cansim	v41552793
138	3	R	v41552795 Canada; M1B (gross) (currency outside banks, chartered bank chequable deposits, less inter-bank chequable deposits)	Cansim	v41552797
139	3	R	v37152 Canada; M1++ (gross)	Cansim	v37145
140	3	R	v37148 Canada; Currency outside banks	Cansim	v37147
141	3	R	v41552793 Canada; Currency outside banks and chartered bank deposits, held by general public (including private sector float)	Cansim	v37146
142	3	R	v41552797 Canada; Currency outside banks and chartered bank deposits (including private sector float)	Cansim	v41552795
143	3	R	v41552796 Canada; M2 (gross) (currency outside banks, chartered bank demand and notice deposits, chartered bank personal term deposits, adjustments to M2 (gross) (continuity adjustments and inter-bank demand and notice deposits))	Cansim	v37152
144	3	R	v41552798 Canada; M2+ (gross)	Cansim	v41552796
145	3	R	v41552801 Canada; M2++ (gross) (M2+ (gross), Canada Savings Bonds, non-money market mutual funds)	Cansim	v41552798

146	3	R	v37139 Canada; Total, deposits at credit unions and caisses populaires	Cansim	v41552801
Canada's official international reserves					
147	3	R	Total, Canada's official international reserves (dollars - millions) [B3800]	Cansim	v122396
148	3	R	Convertible foreign currencies, United States dollars (dollars - millions) [B3801]	Cansim	v122397
149	3	R	Convertible foreign currencies, other than United States (dollars - millions) [B3802]	Cansim	v122398
150	3	R	Gold (dollars - millions) [B3803]	Cansim	v122399
151	3	R	Reserve position in the International Monetary Fund (IMF) (dollars - millions) [B3805]	Cansim	v122401
Interest rates					
152	1	R	Canada; Overnight money market financing, 7 day average (Percent)	Cansim	v122514
153	1	R	Prime corporate paper rate: 1 month (percent) [B14039]	Cansim	v122509
154	1	R	Prime corporate paper rate: 3 month (percent) [B14017]	Cansim	v122491
155	1	R	Treasury bill auction - average yields: 6 month (percent) [B14008]	Cansim	v122552
156	1	R	Treasury bills: 3 month (percent) [B14060]	Cansim	v122531
157	1	R	Government of Canada marketable bonds, average yield: 1-3 year (percent) [B14009]	Cansim	v122558
158	1	R	Government of Canada marketable bonds, average yield: 3-5 year (percent) [B14010]	Cansim	v122485
159	1	R	Government of Canada marketable bonds, average yield: 5-10 year (percent) [B14011]	Cansim	v122486
160	1	R	Government of Canada marketable bonds, average yield: over 10 years (percent) [B14013]	Cansim	v122487
161	1	R	Selected Government of Canada benchmark bond yields: 5 year (Percent)	Cansim	v122540
162	1	R	Average residential mortgage lending rate: 5 year (percent) [B14024]	Cansim	v122497
163	1	R	Chartered bank - conventional mortgage: 1 year (Percent)	Cansim	v122520
164	1	R	Chartered bank - conventional mortgage: 3 year (Percent)	Cansim	v122522
165	1	R	DEX Capital Corp Overall AA Short Term Bond Yield	Datastream	SCM2AST(RY)
166	1	R	DEX Capital Corp Overall AA Long Term Bond Yield	Datastream	SCM2AMT(RY)
167	1	R	DEX Capital Corp Overall AA Short Term Bond Yield	Datastream	SCM2ALG(RY)
168	1	R	DEX Capital Gov Overall AA Mid Term Bond Yield	Datastream	SCMGMDT(RY)
169	1	R	DEX Capital Gov Overall AA Long Term Bond Yield	Datastream	SCMGLNG(RY)
Spread					
170	1	R	5 year average residential mortgage lending rate - 5 year government of Canada bond yield	Calcul	
171	1	R	SCM2AMT(RY) - SCMGMDT(RY)	Calcul	
172	1	R	SCM2ALG(RY) - SCMGLNG(RY)	Calcul	
173	1	R	3 month T-bill - Overnight rate	Calcul	
174	1	R	Short term gov bond yield - Overnight rate	Calcul	
175	1	R	Short term gov bond yield - Overnight rate	Calcul	
176	1	R	Mid term gov bond yield - Overnight rate	Calcul	
Stock market statistics					
177	3	R	Toronto Stock Exchange, value of shares traded (dollars - millions) [B4213]	Cansim	v37412
178	3	R	Toronto Stock Exchange, volume of shares traded (shares - millions) [B4214]	Cansim	v37413
179	3	R	United States common stocks, Dow-Jones industrials, close (index) [B4220]	Cansim	v37416

180	3	R	Standard and Poor's/Toronto Stock Exchange Composite Index, close (index, 1975=1000) [B4237]	Cansim	v122620
Foreign exchange rates					
181	3	R	Norwegian krone, noon spot rate, average (dollars) [B3409]	Cansim	v37427
182	3	R	Swedish krona, noon spot rate, average (dollars) [B3410]	Cansim	v37428
183	3	R	Swiss franc, noon spot rate, average (dollars) [B3411]	Cansim	v37429
184	3	R	United Kingdom pound sterling, noon spot rate, average (dollars) [B3412]	Cansim	v37430
185	3	R	Danish krone, noon spot rate, average (dollars) [B3403]	Cansim	v37452
186	3	R	Japanese yen, noon spot rate, average (dollars) [B3407]	Cansim	v37456
187	3	R	United States dollar, noon spot rate, average (dollars) [B3400]	Cansim	v37426
Merchandise imports and exports by sector and sub-sector, customs and balance of payments basis, for all countries, monthly (Dollars)					
188	3	L	Canada; Balance of payments basis; Seasonally adjusted; Imports, total of all merchandise	Cansim	v21386488
189	3	L	Canada; Balance of payments basis; Seasonally adjusted; Imports, Sector 1 Agricultural and fishing products	Cansim	v21386489
190	3	L	Canada; Balance of payments basis; Seasonally adjusted; Imports, Sector 2 Energy products	Cansim	v21386492
191	3	L	Canada; Balance of payments basis; Seasonally adjusted; Imports, Sector 3 Forestry products	Cansim	v21386495
192	3	L	Canada; Balance of payments basis; Seasonally adjusted; Imports, Sector 4 Industrial goods and materials	Cansim	v21386496
193	3	L	Canada; Balance of payments basis; Seasonally adjusted; Imports, Sector 5 Machinery and equipment	Cansim	v21386500
194	3	L	Canada; Balance of payments basis; Seasonally adjusted; Imports, Sector 6 Automotive products	Cansim	v21386505
195	3	L	Canada; Balance of payments basis; Seasonally adjusted; Imports, Sector 7 Other consumer goods	Cansim	v21386509
196	3	L	Canada; Balance of payments basis; Seasonally adjusted; Imports, Sector 8 Special transactions trade	Cansim	v21386512
197	3	L	Canada; Balance of payments basis; Seasonally adjusted; Exports, total of all merchandise	Cansim	v21386514
198	3	L	Canada; Balance of payments basis; Seasonally adjusted; Exports, Sector 1 Agricultural and fishing products	Cansim	v21386515
199	3	L	Canada; Balance of payments basis; Seasonally adjusted; Exports, Sector 2 Energy products	Cansim	v21386518
200	3	L	Canada; Balance of payments basis; Seasonally adjusted; Exports, Sector 3 Forestry products	Cansim	v21386522
201	3	L	Canada; Balance of payments basis; Seasonally adjusted; Exports, Sector 4 Industrial goods and materials	Cansim	v21386526
202	3	L	Canada; Balance of payments basis; Seasonally adjusted; Exports, Sector 5 Machinery and equipment	Cansim	v21386531
203	3	L	Canada; Balance of payments basis; Seasonally adjusted; Exports, Sector 6 Automotive products	Cansim	v21386535
204	3	L	Canada; Balance of payments basis; Seasonally adjusted; Exports, Sector 7 Other consumer goods	Cansim	v21386539
205	3	L	Canada; Balance of payments basis; Seasonally adjusted; Exports, Sector 8 Special transactions trade	Cansim	v21386540
206	3	L	Canada; Balance of payments; Seasonally adjusted; Imports, United States, including Puerto Rico and Virgin Islands	Cansim	v183474
207	3	L	Canada; Balance of payments; Seasonally adjusted; Imports, United Kingdom	Cansim	v183475
208	3	L	Canada; Balance of payments; Seasonally adjusted; Imports, European Union excluding the United Kingdom	Cansim	v183476
209	3	L	Canada; Balance of payments; Seasonally adjusted; Imports, Japan	Cansim	v183477
210	3	L	Canada; Balance of payments; Seasonally adjusted; Exports, United States, including Puerto Rico and Virgin Islands	Cansim	v191559

211	3	L	Canada; Balance of payments; Seasonally adjusted; Exports, United Kingdom	Cansim	v191560
212	3	L	Canada; Balance of payments; Seasonally adjusted; Exports, European Union excluding the United Kingdom	Cansim	v191561
213	3	L	Canada; Balance of payments; Seasonally adjusted; Exports, Japan	Cansim	v191562

## Building permits, seasonally adjusted

214	3	R	Canada Residential (Dollars)	Cansim	v42062
215	3	R	Terre-Neuve-et-Labrador; Residential (Dollars)	Cansim	v42095
216	3	R	Île-du-Prince-Édouard; Residential (Dollars)	Cansim	v42107
217	3	R	Nouvelle-Écosse; Residential (Dollars)	Cansim	v42113
218	3	R	Nouveau-Brunswick; Residential (Dollars)	Cansim	v42119
219	3	R	Manitoba; Residential (Dollars)	Cansim	v42125
220	3	R	Saskatchewan; Residential (Dollars)	Cansim	v42131
221	3	R	Alberta; Residential (Dollars)	Cansim	v42137
222	3	R	Colombie-Britannique; Residential (Dollars)	Cansim	v42143
223	3	R	Québec; Residential (Dollars)	Cansim	v42164
224	3	R	Ontario; Residential (Dollars)	Cansim	v42200
225	3	R	Ontario; Residential (Units)	Cansim	v42067
226	3	R	Terre-Neuve-et-Labrador; Residential (Units)	Cansim	v42160
227	3	R	Île-du-Prince-Édouard; Residential (Units)	Cansim	v42169
228	3	R	Nouvelle-Écosse; Residential (Units)	Cansim	v42172
229	3	R	Nouveau-Brunswick; Residential (Units)	Cansim	v42175
230	3	R	Manitoba; Residential (Units)	Cansim	v42178
231	3	R	Saskatchewan; Residential (Units)	Cansim	v42181
232	3	R	Alberta; Residential (Units)	Cansim	v42184
233	3	R	Colombie-Britannique; Residential (Units)	Cansim	v42187
234	3	R	Canada; Residential (Units)	Cansim	v42256
235	3	R	Québec; Residential (Units)	Cansim	v42262

## Residential average price, seasonally adjusted

236	3	L	Canada Average Price	CREA	
237	3	L	Quebec Average Price	FCIQ	
238	3	L	Ontario Average Price	CREA	
239	3	L	British Columbia Average Price	CREA	
240	3	L	Alberta Average Price	CREA	
241	3	L	Manitoba Average Price	CREA	
242	3	L	Saskatchewan Average Price	CREA	
243	3	L	New Brunswick Average Price	CREA	
244	3	L	Nova Scotia Average Price	CREA	
245	3	L	Newfoundland & Labrador Average Price	CREA	

## Residential units sold, , seasonally adjusted

246	3	R	Canada Unit Sales	CREA	
247	3	R	Quebec Unit Sales	FCIQ	
248	3	R	Ontario Unit Sales	CREA	

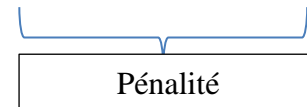
249	3	R	British Columbia Unit Sales	CREA
250	3	R	Alberta Unit Sales	CREA
251	3	R	Manitoba Unit Sales	CREA
252	3	R	Saskatchewan Unit Sales	CREA
253	3	R	New Brunswick Unit Sales	CREA
254	3	R	Nova Scotia Unit Sales	CREA
255	3	R	Newfoundland & Labrador Unit Sales	CREA

## 8.2 Critère IC1

Bai et Ng (2002) ont établi plusieurs critères pour déterminer le nombre de facteurs. Les fonctions pour calculer la valeur de ces critères sont disponibles sur leur site. Nous avons utilisé le critère IC(1) qui présente le plus de cohérence au cours des différentes simulations pour déterminer le nombre de facteurs.

Le but est de déterminer le nombre  $k$  de facteurs qui minimise la valeur du critère IC1( $k$ ) défini comme :

$$IC1(k) = (NT)^{-1} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (X_{it} - \Lambda_i^k C_t^k)^2 + k \left( \frac{N+T}{NT} \right) \ln \left( \frac{NT}{T+N} \right),$$



où  $C^k$  correspond aux  $k$  premières composantes principales calculées selon la méthode présentée dans la méthodologie et  $\Lambda^k$  leurs coefficients associés.

L'augmentation du nombre de facteurs diminue la variance des résidus. Bai et Ng (2002) veulent pénaliser le sur-ajustement du modèle induit par l'ajout de facteurs supplémentaires, ce qui se traduit par la partie pénalité dans la formule du critère IC(1).

### 8.3 Calcul de la décomposition de la variance

L'analyse de la décomposition de la variance des variables à la suite d'un choc structurel est un exercice complémentaire aux fonctions de réponses et très souvent appliqué dans le cadre des VARs. Le calcul de la variance décomposition s'appuie sur la représentation moyenne mobile des chocs et les variances des chocs structurels  $U_t$ . Toutefois, BBE propose une nouvelle formule appliquée au cadre des FAVARs que nous allons expliquer.

À la différence des VARs, deux systèmes d'équation interviennent dans notre modèle, le FAVAR (3.4) et l'équation (3.3) qui relie les variables observables aux facteurs. BBE notent deux points. Premièrement, la variance des variables observables dépend également de la variance des résidus idiosyncratiques de l'équation (3.3) qui peuvent refléter en partie une certaine erreur de mesure. Deuxièmement, par construction du modèle, les facteurs ne devraient pas avoir d'influence sur cette partie idiosyncratique. C'est pourquoi BBE propose une nouvelle décomposition de la variance dans laquelle l'importance du choc structurel est mesurée relativement à la partie des réponses des variables observables expliquée par les facteurs. Formellement, la décomposition de la variance pour la variable observable  $X_{it}$  calculé à un horizon  $k$  est définie par :

$$\frac{\Lambda_i \text{var}(C_{t+k} - \hat{C}_{t+k} | U_t) \Lambda_i'}{\Lambda_i \text{var}(C_{t+k} - \hat{C}_{t+k}) \Lambda_i'}$$

où  $C_{t+k} = [F_{t+k} Y_{t+k}]'$ ,  $\Lambda_i$  représente la  $i^{\text{ème}}$  ligne de coefficients de la matrice  $\Lambda = [\Lambda_F \Lambda_Y]'$ . Il est à noter que  $\frac{\text{var}(C_{t+k} - \hat{C}_{t+k} | U_t)}{\text{var}(C_{t+k} - \hat{C}_{t+k})}$  représente la décomposition de la variance des facteurs FAVAR calculée selon la formule classique utilisée dans les VARs.



## 8.4 Graphiques supplémentaires

Figure 8.1 : Résidus du FAVAR du modèle de référence pour le choc monétaire

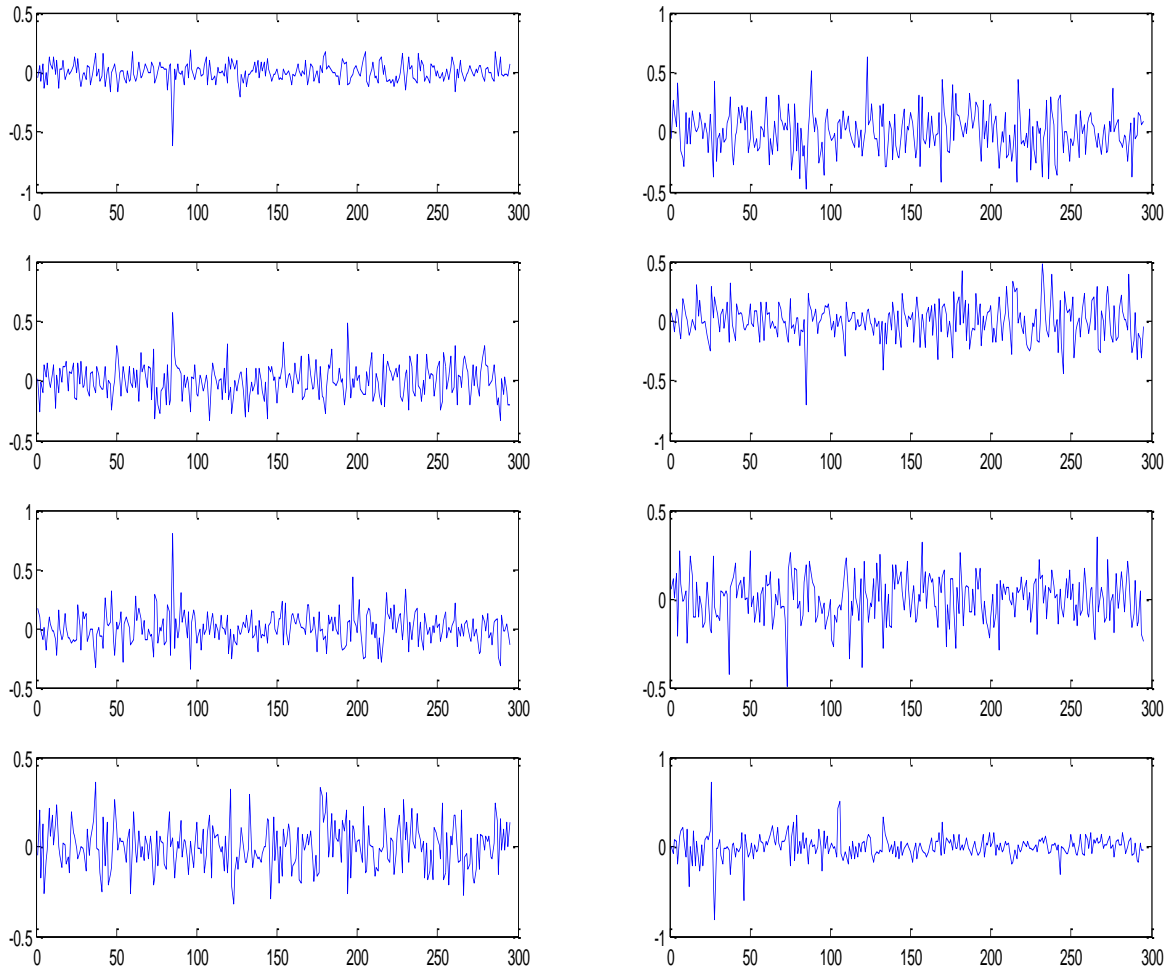


Figure 8.2 : Réponses au choc monétaire modèle BBE 2ème spécification

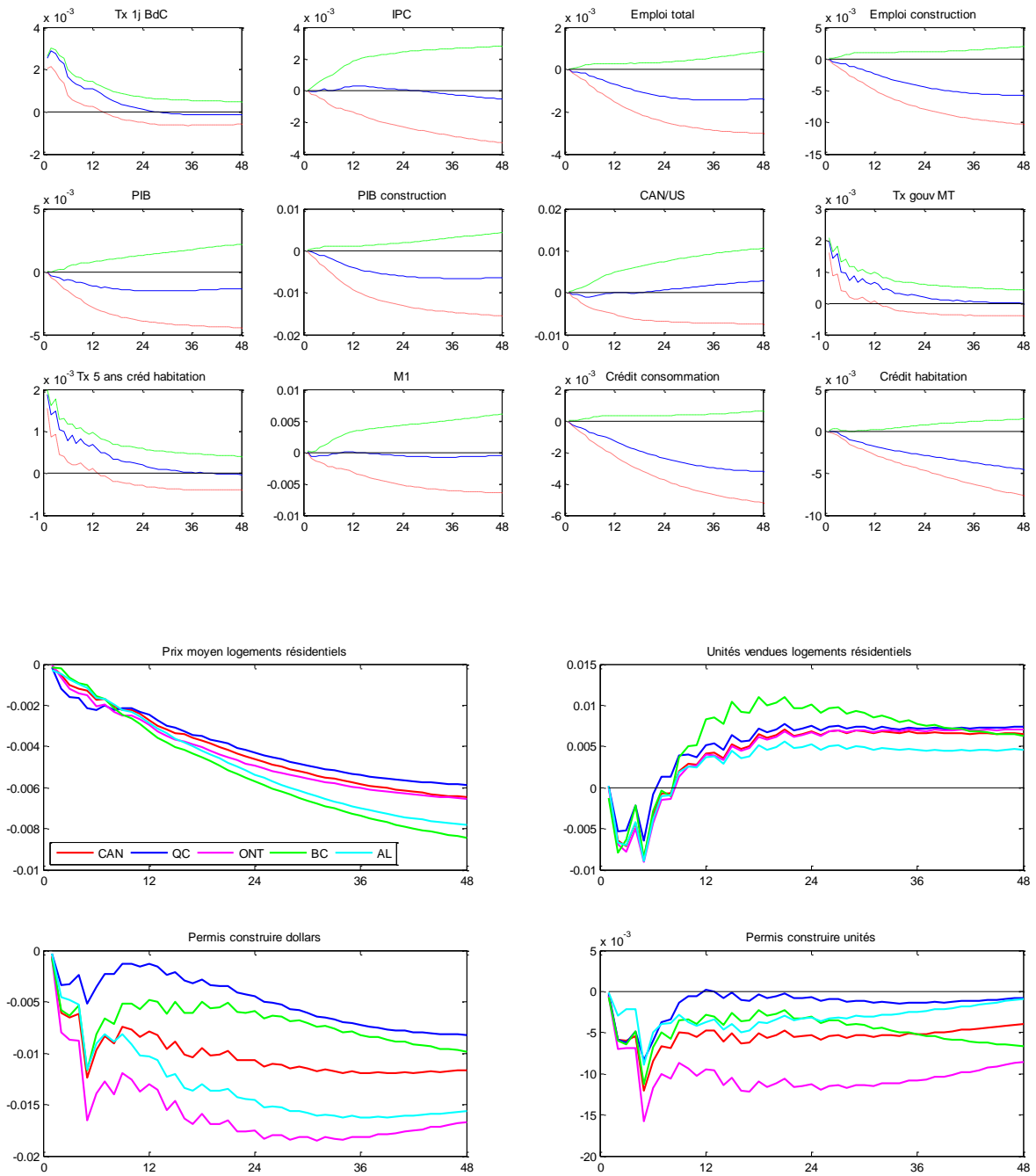


Figure 8.3 : Résidus du FAVAR du modèle de référence pour le choc de crédit

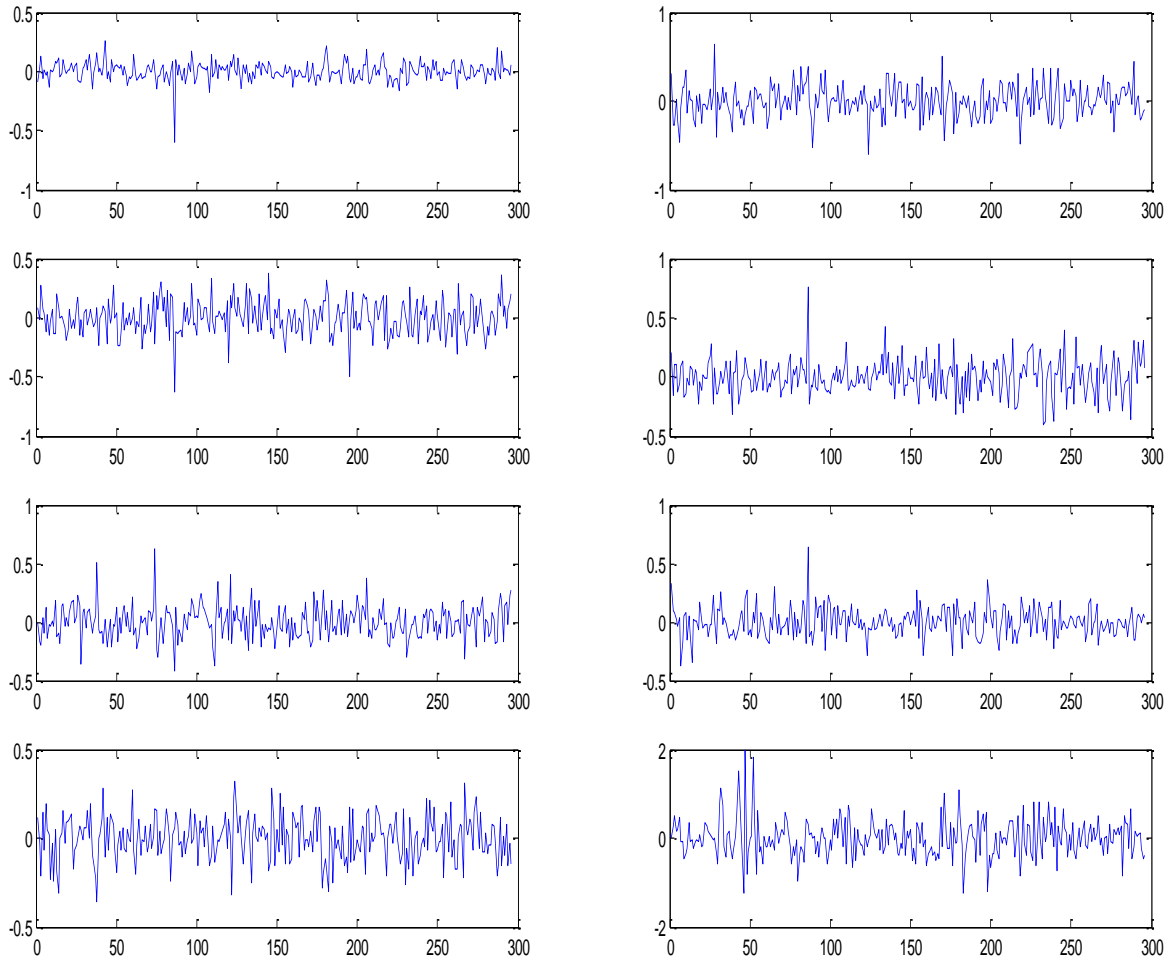


Figure 8.4 : Résidus du FAVAR du modèle de référence pour le choc sur les prix immobiliers canadiens

