

UNIVERSITÉ DU QUÉBEC À MONTRÉAL

IMPACTS DE LA POLITIQUE MONÉTAIRE SUR LE MARCHÉ IMMOBILIER CANADIEN.

MÉMOIRE

PRÉSENTÉ

COMME EXIGENCE PARTIELLE DE

MAÎTRISE EN ÉCONOMIQUE

PAR

SELLA CERESIER

MAI 2026

UNIVERSITÉ DU QUÉBEC À MONTRÉAL  
Service des bibliothèques

Avertissement

La diffusion de ce mémoire se fait dans le respect des droits de son auteur, qui a signé le formulaire *Autorisation de reproduire et de diffuser un travail de recherche de cycles supérieurs* (SDU-522 – Rév.12-2023). Cette autorisation stipule que «conformément à l'article 11 du Règlement no 8 des études de cycles supérieurs, [l'auteur] concède à l'Université du Québec à Montréal une licence non exclusive d'utilisation et de publication de la totalité ou d'une partie importante de [son] travail de recherche pour des fins pédagogiques et non commerciales. Plus précisément, [l'auteur] autorise l'Université du Québec à Montréal à reproduire, diffuser, prêter, distribuer ou vendre des copies de [son] travail de recherche à des fins non commerciales sur quelque support que ce soit, y compris l'Internet. Cette licence et cette autorisation n'entraînent pas une renonciation de [la] part [de l'auteur] à [ses] droits moraux ni à [ses] droits de propriété intellectuelle. Sauf entente contraire, [l'auteur] conserve la liberté de diffuser et de commercialiser ou non ce travail dont [il] possède un exemplaire.»

## REMERCIEMENTS

La réalisation de ce mémoire est l'aboutissement d'un parcours académique exigeant, marqué par l'apprentissage, la persévérance et le soutien précieux de nombreuses personnes. Je tiens à exprimer ici ma profonde gratitude à toutes celles et ceux qui ont contribué, de près ou de loin, à la réussite de ce travail.

Je rends d'abord grâce au grand Maître de l'univers pour la force intérieure, la clarté d'esprit et la résilience qui m'ont accompagnée tout au long de cette aventure académique.

Je remercie sincèrement mon directeur de recherche, Alain Guay, pour son encadrement rigoureux, sa disponibilité et la qualité de ses conseils. Sa rigueur scientifique, ses commentaires éclairants et son accompagnement constant ont guidé chacune des étapes de ce travail et ont contribué de manière déterminante à l'approfondissement de ma réflexion scientifique. J'exprime également ma reconnaissance aux professeurs et aux membres du département d'économie de l'UQAM, dont les enseignements et les échanges ont enrichi ma formation et renforcé ma compréhension des enjeux économiques. Je remercie mes collègues, camarades et ami(e)s pour leur soutien, leurs échanges stimulants et leur présence tout au long de ce parcours universitaire.

Je tiens à remercier tout particulièrement Samson Mawutondji Corneil Aklobo pour ses conseils avisés et ses orientations méthodologiques, qui ont contribué de manière significative à la qualité de ce travail. Je suis également reconnaissante envers le professeur Lordis Bernard pour ses relectures attentives et ses observations constructives, ainsi qu'envers le professeur Eddy Nicolas Labossière pour ses encouragements et son soutien tout au long de mon parcours universitaire.

Je souhaite enfin exprimer ma gratitude à ma famille. À mes parents, Marie Lourde Duverger et Milord Ceresier, je rends hommage pour leur courage, leurs sacrifices et les valeurs qu'ils m'ont transmises, lesquelles ont profondément façonné mon parcours. Sans oublier mes soeurs Jayne Abigail Ceresier et Aniace Ceresier pour leur motivation incomparable tout au long de mon parcours.

Ce mémoire est dédié à ma famille, et tout particulièrement à mes enfants, Harvey Asher Ceresier Joseph et Aleah Serah Joseph. Chaque page de ce travail porte l'empreinte de mon désir profond d'être un modèle d'inspiration et de transmettre des valeurs de résilience, de discipline et de rigueur.

## TABLE DES MATIÈRES

TABLE DES FIGURES .....	vi
LISTE DES TABLEAUX .....	viii
ACRONYMES .....	ix
RÉSUMÉ .....	x
INTRODUCTION .....	1
CHAPITRE 1 REVUE DE LITTÉRATURE .....	4
1.1 Contributions empiriques internationales .....	5
1.1.1 Données microéconomiques et identification exogène : Gorea, Kryvtsov et Kudlyak (2022)	5
1.1.2 L'investissement résidentiel comme canal central : Lunsford (2016).....	6
1.1.3 Contraintes de collatéral et cycles immobiliers : Iacoviello (2005).....	7
1.1.4 Politiques monétaires non conventionnelles et marchés immobiliers : Rahal (2024) .....	9
1.2 Fondements théoriques de la transmission monétaire.....	10
1.2.1 Le canal du crédit et l'accélérateur financier : Bernanke et Gertler (1995) .....	10
1.3 Spécificités canadiennes et travaux appliqués .....	11
1.3.1 Vulnérabilités systémiques et régulation macroprudentielle : Brave, Kronick et Lopez (2020).....	11
1.3.2 Politiques monétaires conventionnelles et non conventionnelles : Nsafoah et Dery (2024)	12
1.3.3 Identification narrative des chocs monétaires exogènes : Champagne et Sekkel (2018) ...	13
1.4 Discussion et pertinence pour le cas canadien .....	14
CHAPITRE 2 MÉTHODOLOGIE .....	17
2.1 Spécification du modèle VAR et SVAR .....	18
2.1.1 Forme générale du modèle VAR .....	18
2.1.2 Forme structurelle du VAR (SVAR) .....	19

2.1.3	Sélection du nombre de retards .....	21
2.1.4	Identification par le taux directeur .....	21
2.1.5	Identification par les chocs narratifs exogènes.....	22
2.1.6	Fonctions de réponse impulsionnelle et inférence .....	24
2.2	Projections locales et validation de la robustesse .....	26
2.2.1	Spécification économétrique des projections locales .....	26
CHAPITRE 3 DONNÉES .....		28
3.1	Sources et description des données.....	28
3.1.1	Échantillons d'estimation et comparabilité des résultats .....	28
3.2	Analyse graphique des données .....	29
3.3	Test de racine unitaire avec le taux directeur comme proxy des chocs monétaires.....	34
3.3.1	Test de stationnarité sur les séries différenciées .....	35
3.4	Test de cointégration .....	36
3.4.1	Test d'Engle et Granger.....	36
3.4.2	Test de Johansen .....	38
CHAPITRE 4 ANALYSE DES RÉSULTATS .....		42
4.1	Analyse des réponses impulsionnelles avec le taux directeur comme proxy des chocs monétaires	42
4.1.1	Réponses impulsionnelles avec séries en niveau .....	42
4.1.2	Réponses impulsionnelles avec séries stationnaires et restitution en niveau (somme cumulée).....	43
4.1.3	Validation des réponses impulsionnelles avec séries stationnaires transformées en niveau	45
4.1.4	Analyse de robustesse avant la pandémie de COVID-19 .....	47
4.2	Analyse des réponses impulsionnelles avec la série des chocs narratifs exogènes de Champagne et Sekkel (2018).....	48

4.2.1	Configuration avec les chocs narratifs exogènes de Champagne et Sekkel (2018) en dernière position dans le SVAR : cas des séries en niveau .....	48
4.2.2	Analyse des réponses impulsionnelles selon l'ordre d'identification des chocs narratifs exogènes de Champagne et Sekkel (2018) .....	50
4.2.3	Analyse comparative des réponses impulsionnelles selon l'ordre d'identification des chocs monétaires .....	54
4.2.4	Comparaison des réponses impulsionnelles avec les séries stationnaires : taux directeur et chocs de Champagne et Sekkel (2018) .....	55
4.3	Validation de la robustesse des résultats à l'aide des projections locales .....	56
4.3.1	Dynamique des chocs monétaires via le taux directeur .....	57
4.3.2	Comparaison entre le SVAR en niveau et les projections locales : réponses au taux directeur	59
4.3.3	Dynamique des chocs monétaires via la nouvelle série de chocs monétaires de Champagne et Sekkel (2018) .....	60
4.3.4	Comparaison entre le SVAR en niveau et les projections locales : réponses aux chocs narratifs de Champagne et Sekkel (2018) .....	62
4.3.5	Comparaison des projections locales : taux directeur vs chocs monétaires exogènes .....	64
4.3.6	Synthèse des comparaisons entre les deux configurations de projections locales .....	66
CONCLUSION .....		67
BIBLIOGRAPHIE .....		71

## TABLE DES FIGURES

Figure 3.1	Évolution des prix des logements en logarithme .....	29
Figure 3.2	Évolution des ventes résidentielles en logarithme .....	30
Figure 3.3	Évolution des nouvelles inscriptions résidentielles en logarithme .....	31
Figure 3.4	Évolution de la production industrielle en logarithme .....	32
Figure 3.5	Évolution du taux directeur de la Banque du Canada .....	33
Figure 3.6	Évolution des chocs monétaires de Champagne et Sekkel (2018) .....	34
Figure 4.1	Fonctions de réponse impulsionnelle suite à un choc de politique monétaire avec les séries en niveau .....	43
Figure 4.2	Fonctions de réponse impulsionnelle suite à un choc de politique monétaire avec les séries stationnaires.....	44
Figure 4.3	Fonctions de réponse impulsionnelle suite à un choc de politique monétaire avec les séries transformées en niveau par somme cumulée .....	45
Figure 4.4	Comparaison des réponses impulsionnelles avec les deux(2) configurations du SVAR .....	46
Figure 4.5	Réponses impulsionnelles avant la pandémie de COVID-19 .....	47
Figure 4.6	Réponses impulsionnelles aux chocs monétaires de Champagne et Sekkel (2018) : cas des séries en niveau .....	49
Figure 4.7	Fonctions de réponse impulsionnelle suite à un choc de politique monétaire en première position dans le SVAR .....	51
Figure 4.8	Fonctions de réponse impulsionnelle suite à un choc de politique monétaire en dernière position dans le SVAR .....	53
Figure 4.9	Réponses impulsionnelles aux chocs monétaires selon les deux ordres d'identification ...	55
Figure 4.10	Comparaison des réponses impulsionnelles avec les séries stationnaires : taux directeur et chocs narratifs de Champagne et Sekkel (2018) .....	56

Figure 4.11 Réponses des variables au choc de politique monétaire à l'aide des projections locales ...	58
Figure 4.12 Comparaison des réponses impulsionnelles des variables entre le SVAR en niveau et les projections locales : taux directeur .....	60
Figure 4.13 Fonctions de réponse impulsionnelle suite à un choc de politique monétaire avec les séries de chocs narratifs exogènes de Champagne et Sekkel (2018) en niveau .....	61
Figure 4.14 Comparaison des réponses impulsionnelles des variables entre le SVAR en niveau et les projections locales : chocs narratifs exogènes .....	63
Figure 4.15 Comparaison des réponses des variables par les projections locales : taux directeur vs chocs monétaires exogènes.....	65

## LISTE DES TABLEAUX

Table 2.1	Test de causalité de Granger des variables immobilières et réelles vers les chocs monétaires	24
Table 3.1	Résultats des Tests de Dickey-Fuller Augmenté (ADF) en niveau .....	35
Table 3.2	Résultats des Tests de Dickey-Fuller Augmenté (ADF) sur les séries différenciées .....	36
Table 3.3	Résultats du test d'Engle et Granger .....	37
Table 3.4	Test trace .....	40
Table 3.5	Test maximum de la valeur propre .....	41

## ACRONYMES

**UQAM** Université du Québec à Montréal.

**SVAR** Structural Vector AutoRegressive.

**OIS** Overnight Index Swaps.

**QE** Quantitative Easing.

**FAVAR** Factor-Augmented Vector AutoRegressive.

**DSGE** Dynamic Stochastic General Equilibrium.

**IRFs** Impulse Response Functions.

**ADF** Augmented Dickey-Fuller.

**AIC** Akaike Information Criterion.

**HQIC** Hannan-Quinn Information Criterion.

**SBIC** Schwarz Bayesian Information Criterion.

**FG** Forward Guidance.

**LTV** Loan-to-Value.

**PIB** Produit intérieur brut.

## RÉSUMÉ

Ce mémoire analyse les effets de la politique monétaire sur le marché immobilier canadien entre janvier 1988 et mars 2024. En s'appuyant sur un modèle VAR structurel, enrichi par une identification narrative à partir des chocs exogènes de Champagne et Sekkel (2018), cette étude vise à isoler les impacts d'un resserrement monétaire sur plusieurs dimensions du marché résidentiel, notamment les prix moyens des logements, les ventes, les nouvelles inscriptions et la production industrielle. L'approche compare les réponses impulsionnelles selon deux configurations : une première utilisant le taux directeur comme instrument de politique monétaire, et une seconde reposant sur les chocs narratifs, disponibles pour la période de janvier 1988 à décembre 2017. Les résultats indiquent que les hausses de taux ou les chocs restrictifs entraînent une baisse significative des ventes et un ajustement plus graduel mais persistant des prix des logements, avec des effets observables à moyen terme.

Afin de renforcer la robustesse des résultats, des projections locales sont également mobilisées, confirmant la forte sensibilité du marché immobilier canadien aux variations des taux d'intérêt. Cette étude apporte ainsi une contribution méthodologique en validant la cohérence entre différentes approches et en soulignant l'impact rapide des politiques monétaires sur le marché résidentiel.

**Mots-clés :** Politique monétaire, choc monétaire, marché immobilier, SVAR, chocs narratifs exogènes, réponses impulsionnelles, transmission monétaire, projections locales, taux directeur.

## INTRODUCTION

Le marché immobilier occupe une place centrale au sein de l'économie canadienne. Il constitue à la fois un indicateur avancé de l'activité économique (Leamer, 2007), un déterminant essentiel de la richesse des ménages et un canal majeur de transmission de la politique monétaire. Les fluctuations des prix résidentiels, la croissance continue de l'endettement hypothécaire et la sensibilité marquée des ménages aux variations des taux d'intérêt ont fait de ce secteur un élément structurant de l'équilibre macrofinancier du pays. Les épisodes récents, qu'il s'agisse de la crise financière mondiale, de la longue période de taux faibles des années 2010, des perturbations liées à la pandémie de COVID 19 ou du resserrement monétaire initié à partir de 2021, ont rappelé à quel point le marché immobilier réagit rapidement et intensément aux conditions financières. Ces événements ont parfois amplifié les cycles économiques, confirmant la nécessité d'une compréhension fine des interactions entre politique monétaire et dynamiques immobilières.

Cette importance tient en grande partie aux caractéristiques structurelles propres à l'économie canadienne. Les ménages affichent l'un des niveaux d'endettement hypothécaire les plus élevés parmi les pays avancés. Le marché canadien se caractérise à la fois par l'importance des prêts à taux fixe de court terme, généralement renégociés tous les trois à cinq ans, et par une proportion significative de prêts à taux variable. Cette structure rend les ménages particulièrement sensibles aux variations des taux d'intérêt, notamment lors des renouvellements hypothécaires. Ces éléments rendent les finances des ménages particulièrement sensibles aux variations des taux d'intérêt. Le cycle de hausses du taux directeur initié entre 2021 et 2024 a illustré cette vulnérabilité. En quelques trimestres, le service de la dette des ménages a nettement augmenté, en particulier pour les emprunteurs à taux variable, tandis que les ventes résidentielles ont reculé de manière marquée et que plusieurs marchés locaux ont présenté des ajustements visibles dans les prix et l'activité Banque du Canada (2023).

Bien que la littérature internationale offre un ensemble substantiel de travaux portant sur les canaux de transmission monétaire, les études portant spécifiquement sur le marché immobilier canadien demeurent relativement limitées. Quelques recherches analysent l'effet des conditions financières sur les prix ou l'activité immobilière, mais peu s'intéressent à la dynamique conjointe des prix, des ventes, des nouvelles inscriptions et de l'activité réelle à partir de chocs monétaires. Les travaux mobilisant simultanément différentes méthodes d'identification, notamment l'utilisation du taux directeur comme mesure endogène des conditions financières et l'emploi de chocs narratifs exogènes tels que ceux de Champagne et Sekkel (2018),

sont également peu nombreux. De même, rares sont les analyses combinant modèles structurels de type SVAR et projections locales afin d'évaluer la robustesse des résultats. Cette relative rareté d'évidence empirique constitue une lacune importante lorsqu'on considère la sensibilité particulière du marché immobilier canadien à la politique monétaire et la diversité institutionnelle des marchés provinciaux.

C'est dans ce contexte que s'inscrit la problématique centrale de ce mémoire, qui vise à analyser la manière dont les chocs de politique monétaire se transmettent aux principales composantes du marché immobilier canadien. Plus précisément, ce travail examine dans quelle mesure ces effets dépendent des méthodes d'identification retenues, du traitement statistique des séries temporelles et des approches d'estimation mobilisées. Ces questions revêtent une importance particulière tant pour la compréhension des cycles du marché immobilier que pour l'évaluation des enjeux liés à la stabilité financière.

L'objectif général de ce mémoire est d'analyser empiriquement l'impact des chocs de politique monétaire sur les principales composantes du marché immobilier canadien, à savoir les prix résidentiels, les ventes immobilières, les nouvelles inscriptions et la production industrielle, à partir de données canadiennes de fréquence mensuelle. L'analyse met l'accent sur l'étude des ajustements dynamiques de court et de moyen terme, en distinguant deux formes de chocs monétaires : ceux mesurés à partir des variations du taux directeur de la Banque du Canada et ceux identifiés à partir de données narratives exogènes. La démarche empirique repose sur l'estimation de modèles vectoriels autorégressifs structurels (SVAR) sous plusieurs configurations, complétée par la méthode des projections locales afin de comparer les réponses impulsionnelles à différents horizons et d'en évaluer la robustesse, dans une perspective centrée sur les mécanismes de transmission monétaire plutôt que sur l'identification de relations d'équilibre de long terme.

Ce mémoire présente plusieurs contributions. Il propose une analyse comparative des effets des deux chocs monétaires, une dimension encore peu documentée dans le contexte canadien. Il offre également une évaluation approfondie de la sensibilité des résultats à différents modes d'identification structurelle et au traitement des séries temporelles. Enfin, il combine un modèle structurel et une méthode alternative, ce qui permet d'obtenir une vision nuancée des mécanismes de transmission monétaire et d'en renforcer la validité empirique.

La structure du mémoire reflète cette démarche. Le premier chapitre propose une revue de la littérature portant sur les fondements théoriques de la transmission monétaire, les contributions internationales et les

travaux consacrés au marché immobilier canadien. Le second chapitre détaille la méthodologie, en exposant les différentes configurations du modèle SVAR et la mise en œuvre des projections locales. Le troisième chapitre décrit les données utilisées, leurs sources, les transformations nécessaires et les tests statistiques préalables. Le chapitre quatre présente les résultats obtenus avec le modèle VAR structurel et leur validation au moyen des projections locales. Le dernier chapitre conclut en résumant les principaux enseignements de l'étude, en discutant leurs implications pour les décideurs publics et en soulignant les limites ainsi que les pistes de recherche futures.

## CHAPITRE 1

### REVUE DE LITTÉRATURE

L'étude des effets de la politique monétaire sur l'économie réelle et financière constitue depuis plusieurs décennies un axe central de la recherche en macroéconomie. Les premières contributions se sont concentrées sur l'influence des taux d'intérêt sur la consommation et l'investissement productif, en s'appuyant sur des modèles traditionnels tels que l'IS-LM ou les modèles VAR (Sims, 1980). Dans ce cadre, l'accent était mis sur la relation directe entre la politique monétaire et les agrégats macroéconomiques, sans intégrer pleinement les spécificités sectorielles.

La crise financière mondiale de 2008 a marqué un tournant décisif dans la compréhension de ces mécanismes. Elle a révélé le rôle amplificateur du marché immobilier dans la propagation des chocs financiers, notamment par l'interaction entre politique monétaire accommodante, conditions de crédit assouplies et comportements spéculatifs sur les marchés hypothécaires (Mian et Sufi, 2010; Gertler et Kiyotaki, 2010). Dès lors, l'immobilier n'a plus été perçu uniquement comme un secteur sensible aux taux d'intérêt, mais comme un maillon stratégique reliant la sphère réelle et la sphère financière, capable de déclencher et d'amplifier des déséquilibres macrofinanciers.

L'immobilier occupe en effet une position singulière dans les économies contemporaines. Il constitue à la fois un bien de consommation durable, un actif d'investissement et un collatéral pour le financement bancaire. Cette triple dimension lui confère un rôle unique : il agit à la fois comme vecteur d'ajustement des politiques monétaires et comme amplificateur potentiel des cycles économiques (Mishkin, 2007). Par sa sensibilité aux variations des taux hypothécaires et par son influence sur la richesse des ménages, il contribue directement à la transmission monétaire à travers les canaux de la consommation, de l'investissement résidentiel et du crédit.

La littérature empirique s'est d'abord développée principalement aux États-Unis, où la profondeur des marchés financiers et la disponibilité de données détaillées ont permis de documenter avec précision les effets immédiats et différés des chocs monétaires sur les prix des logements, les transactions et les mises en chantier (Case et Shiller, 2003; Bernanke et Gertler, 1995). Ces travaux soulignent également l'importance des frictions de crédit, des institutions financières et des comportements anticipatifs dans la persistance des effets monétaires.

Toutefois, le cas canadien présente des spécificités structurelles qui limitent la transférabilité directe de ces résultats. L'endettement hypothécaire y est parmi les plus élevés du monde développé (Andrle et Plašil, 2019), la prédominance des prêts à taux fixe de court terme, renégociés tous les trois à cinq ans, modifie la vitesse et l'intensité de la transmission monétaire, les ménages étant exposés aux variations des taux lors de chaque renouvellement, et les politiques macroprudentielles (tests de résistance, plafonds de ratio prêt-valeur) encadrent de manière stricte l'accès au crédit (Brave *et al.*, 2020). De plus, l'instauration du ciblage de l'inflation en 1991 a contribué à ancrer les anticipations et à renforcer la crédibilité de la Banque du Canada, mais elle a aussi façonné les mécanismes de transmission (Champagne et Sekkel, 2018).

Dans ce contexte, la présente revue de littérature vise à situer ce mémoire dans le corpus existant. Elle mobilise à la fois les contributions internationales, qui fournissent un cadre théorique et méthodologique robuste, et les travaux canadiens, qui mettent en lumière les spécificités locales. L'objectif est d'identifier les apports pertinents et les limites de la littérature actuelle, tout en soulignant les lacunes que ce travail entend combler, notamment l'absence d'études intégrant simultanément les prix des logements, les ventes résidentielles, les nouvelles inscriptions et la production industrielle dans une analyse empirique de la transmission monétaire.

## 1.1 Contributions empiriques internationales

### 1.1.1 Données microéconomiques et identification exogène : Gorea, Kryvtsov et Kudlyak (2022)

L'étude de Gorea *et al.* (2022) constitue une contribution importante à la compréhension des liens entre politique monétaire et marché immobilier. Contrairement aux approches classiques fondées sur des données agrégées, les auteurs mobilisent des données microéconomiques issues des plateformes de listings immobiliers aux États-Unis, permettant d'analyser les ajustements immédiats et précis des prix à la suite de chocs monétaires.

Sur le plan méthodologique, leur stratégie repose sur une identification à haute fréquence des chocs monétaires. Ils exploitent les variations intra-journalières des prix d'actifs financiers autour des annonces de la Réserve fédérale afin d'isoler la composante véritablement exogène des décisions monétaires. Cette approche permet de neutraliser l'effet des anticipations préexistantes et d'identifier plus précisément les effets causaux de la politique monétaire.

Les résultats empiriques révèlent une réaction immédiate et négative des prix des logements à un resserrement monétaire inattendu. Une hausse surprise du taux directeur entraîne une baisse significative des prix affichés dès les jours suivant l'annonce, avec des effets qui se prolongent sur plusieurs semaines. Ces résultats confirment l'efficacité du canal des taux d'intérêt dans la formation des prix immobiliers et soulignent l'ajustement rapide des anticipations des vendeurs.

Un apport essentiel de cette recherche réside dans la mise en lumière d'une hétérogénéité régionale et sectorielle marquée. Les marchés surévalués ou caractérisés par une spéculation accrue réagissent plus intensément aux chocs, tandis que les ajustements sont plus rapides et plus profonds dans les zones urbaines par rapport aux zones rurales. Les segments supérieurs du marché apparaissent également particulièrement vulnérables aux hausses de taux, ce qui reflète l'importance des structures locales dans la transmission monétaire.

En somme, l'étude de Gorea *et al.* (2022) illustre la pertinence des données microéconomiques et des approches d'identification exogène pour analyser les effets de la politique monétaire. Bien que centrée sur le marché américain, cette étude illustre l'apport des données microéconomiques et des identifications exogènes pour analyser la transmission monétaire. Elle met en évidence des mécanismes rapides et hétérogènes de réaction des marchés immobiliers, qui enrichissent la compréhension des canaux de transmission dans les économies avancées.

#### 1.1.2 L'investissement résidentiel comme canal central : Lunsford (2016)

Lunsford (2016) met en évidence le rôle prépondérant de l'investissement résidentiel dans la transmission de la politique monétaire. En mobilisant une approche à la fois empirique et théorique, l'auteur illustre comment les variations du taux directeur influencent directement l'activité immobilière et, par ricochet, la croissance économique.

Sur le plan empirique, l'analyse repose sur un modèle FAVAR (Factor-Augmented Vector Autoregression), qui permet de capter la réponse des différents secteurs de l'économie aux chocs monétaires. Les résultats révèlent que l'investissement résidentiel est le secteur le plus sensible aux fluctuations du taux directeur. Une baisse des taux entraîne une reprise rapide de la construction de nouvelles unités de logement, ce qui contribue de manière significative à la croissance du PIB, en particulier dans les 12 à 18 mois suivant le choc. Près de 97 % de la variance des réponses de l'investissement résidentiel est attribuée aux nouvelles

constructions, tandis que les rénovations et l'agrandissement de logements jouent un rôle marginal.

Du côté théorique, Lunsford (2016) développe un modèle DSGE (Dynamic Stochastic General Equilibrium) intégrant deux mécanismes clés : les frictions de recherche et l'écart hypothécaire. Les frictions de recherche reflètent les inefficiences liées au processus de rencontre entre acheteurs et vendeurs, ce qui tend à ralentir l'ajustement du marché. L'écart hypothécaire, défini comme la différence entre les taux hypothécaires effectifs et les taux sans risque, constitue un second canal important. Lors d'un assouplissement monétaire, la réduction de cet écart facilite l'accès au crédit, stimule la demande et amplifie l'investissement résidentiel.

Bien que centrée sur l'économie américaine, cette étude offre des enseignements transposables au Canada. La forte dépendance du marché canadien aux taux hypothécaires, l'existence de frictions régionales et l'importance du crédit dans la dynamique immobilière rejoignent les mécanismes identifiés par Lunsford (2016). Dans ce contexte, son analyse contribue à éclairer le rôle central du secteur résidentiel dans la transmission monétaire.

### 1.1.3 Contraintes de collatéral et cycles immobiliers : Iacoviello (2005)

La contribution de Iacoviello (2005) constitue un jalon théorique essentiel dans l'analyse du rôle de l'immobilier au sein de la transmission monétaire. L'auteur propose un modèle d'équilibre général dynamique et stochastique (DSGE) qui intègre explicitement des contraintes de crédit adossées à la valeur des actifs immobiliers. Ce cadre met en lumière le mécanisme central du levier financier, en montrant comment les fluctuations des prix des logements influencent directement la capacité d'endettement des ménages et se répercutent sur la consommation, l'investissement résidentiel et la dynamique macroéconomique dans son ensemble.

Le modèle distingue deux catégories d'agents : les emprunteurs contraints, dont l'accès au financement dépend de la valeur actualisée de leur collatéral immobilier, et les prêteurs non contraints, qui fixent les conditions de crédit en fonction de cette valeur. Dans un contexte de resserrement monétaire, la hausse des taux d'intérêt entraîne une baisse des prix des logements, réduisant la valeur des garanties et limitant ainsi la capacité d'endettement des ménages. Cette contraction du crédit amplifie les effets récessifs du choc initial par une diminution simultanée de la consommation et de l'investissement résidentiel.

Ce mécanisme d'effet de levier agit comme un amplificateur macroéconomique : les variations des prix immobiliers ne se bornent pas à refléter les fondamentaux économiques, elles conditionnent également l'ampleur des cycles financiers et réels. Le modèle d'Iacoviello (2005) parvient ainsi à reproduire des fluctuations économiques stylisées et crédibles, où le secteur immobilier occupe une place centrale dans la dynamique conjoncturelle.

Bien que calibrée pour l'économie américaine, cette approche fournit des enseignements précieux pour d'autres économies avancées, dont le Canada. Dans un contexte marqué par une forte exposition hypothécaire et une progression soutenue des prix immobiliers, les mécanismes décrits par Iacoviello (2005) éclairent les vulnérabilités structurelles du marché canadien face aux chocs monétaires. Les régulations macroprudentielles introduites au Canada, telles que les tests de résistance à l'endettement et les plafonds du ratio prêt-valeur (LTV), peuvent être interprétées comme des réponses institutionnelles visant à contenir précisément ces effets amplificateurs mis en évidence dans le modèle.

#### 1.1.3.1 Anticipations spéculatives et bulles immobilières : Case et Shiller (2003)

L'étude de Case et Shiller (2003) explore les déterminants des fluctuations des prix résidentiels dans les principales régions métropolitaines des États-Unis à travers l'indice Case-Shiller. Leur analyse met en évidence que, si les fondamentaux économiques tels que le revenu des ménages, l'emploi et les taux hypothécaires expliquent une partie des variations des prix, une composante importante demeure attribuable aux anticipations spéculatives.

Les résultats montrent que les ménages, lorsqu'ils anticipent une hausse continue des prix, adoptent des comportements d'achat motivés par la crainte de manquer une opportunité (*fear of missing out*). Ce mécanisme alimente la demande immobilière au-delà de ce que justifient les fondamentaux, contribuant ainsi à la formation de bulles locales. Ces dynamiques auto-renforcées expliquent en partie la volatilité accrue des marchés immobiliers américains, où les hausses de prix tendent à s'auto-entretenir jusqu'à l'apparition de corrections brutales.

Un apport clé de cette étude réside dans l'intégration du facteur psychologique au sein des modèles explicatifs de l'évolution des prix des logements. Les anticipations des agents ne sont pas neutres : elles influencent directement les décisions d'achat et amplifient les cycles de prix, particulièrement dans les contextes de taux d'intérêt bas où le coût du crédit devient plus accessible. Ainsi, la politique monétaire, en réduisant les taux,

peut indirectement stimuler des anticipations haussières et renforcer la dynamique spéculative.

Bien que centrée sur le marché américain, cette perspective est particulièrement pertinente pour le cas canadien. Des villes comme Toronto et Vancouver ont connu des hausses soutenues des prix des logements qui dépassent largement ce que les fondamentaux économiques permettraient d'expliquer (Andrle et Plašil, 2019; Grigoryeva, 2017).

#### 1.1.4 Politiques monétaires non conventionnelles et marchés immobiliers : Rahal (2024)

Rahal (2024) s'intéresse aux effets des politiques monétaires non conventionnelles sur les marchés immobiliers dans le contexte post-crise financière de 2008. Face à la contrainte de la borne zéro, plusieurs banques centrales de l'OCDE ont eu recours à des instruments tels que le Quantitative Easing (QE) et l'expansion de leur bilan, afin de soutenir la croissance et la stabilité financière. L'auteur analyse ces mesures dans un cadre comparatif couvrant huit pays développés, dont les États-Unis et le Royaume-Uni, particulièrement exposés à des déséquilibres immobiliers.

Sur le plan méthodologique, l'analyse repose sur un modèle VAR en panel (PVAR), identifié à l'aide de restrictions de signes et de restrictions nulles. Ce choix permet de capter à la fois les dynamiques communes aux pays étudiés et les spécificités propres à chaque structure institutionnelle. Les variables mobilisées incluent les prix des logements, l'investissement résidentiel et les taux hypothécaires, considérés comme les principaux canaux de transmission des politiques monétaires non conventionnelles.

Les résultats empiriques montrent que les prix des logements réagissent positivement aux expansions de bilan, avec un effet maximal observé entre 12 et 24 mois après le choc. L'investissement résidentiel connaît une réaction encore plus marquée, bien que décalée dans le temps en raison des délais liés aux mises en chantier. Quant aux taux hypothécaires, ils enregistrent une baisse initiale modérée d'environ 5 à 6 points de base pour une expansion de 3% du bilan des banques centrales. L'étude met également en évidence une forte hétérogénéité entre pays : les réactions sont plus prononcées au Royaume-Uni et aux États-Unis, où la prévalence des prêts à taux variable et les ratios prêt-valeur élevés accentuent la sensibilité des marchés. À l'inverse, d'autres pays de l'OCDE, dotés de structures hypothécaires plus prudentes, présentent des réponses atténuées.

L'apport de Rahal (2024) réside dans la démonstration que les instruments non conventionnels ne se limitent pas à stabiliser le système financier, mais influencent également les dynamiques immobilières, parfois de manière amplifiée par des caractéristiques locales. Dans cette optique, le présent mémoire propose une analyse complémentaire à celle de Rahal (2024), en se concentrant sur le cas canadien, où le recours aux instruments non conventionnels est demeuré plus limité, et en mobilisant une stratégie d'identification différente, fondée sur un modèle SVAR structurel, des projections locales et des chocs narratifs exogènes.

## 1.2 Fondements théoriques de la transmission monétaire

### 1.2.1 Le canal du crédit et l'accélérateur financier : Bernanke et Gertler (1995)

Les travaux de Bernanke et Gertler (1995) occupent une place fondatrice dans la littérature sur la transmission monétaire en introduisant le concept d'accélérateur financier. Leur analyse met en évidence le rôle déterminant des asymétries d'information et de la qualité des bilans dans la propagation des chocs de politique monétaire.

Selon leur cadre théorique, un resserrement monétaire accroît le coût du financement externe, ce qui dégrade la situation des bilans des ménages et des entreprises. La détérioration de ces bilans se traduit par une augmentation de la prime de financement externe, freinant ainsi l'investissement et la consommation. Ce mécanisme agit comme un multiplicateur : les effets récessifs du choc initial sont amplifiés par la fragilité financière des agents économiques.

Deux sous-canaux sont mis en lumière. Le premier est le canal du bilan, qui relie la valeur des actifs au coût du financement. Lorsque les prix des actifs diminuent, la capacité des emprunteurs à offrir du collatéral se réduit, ce qui limite leur accès au crédit. Le second est le canal du crédit bancaire, qui décrit la manière dont les banques, confrontées à des contraintes de liquidité accrues, restreignent leur offre de prêts en période de resserrement monétaire. Ces mécanismes combinés expliquent pourquoi les chocs monétaires produisent des effets disproportionnés sur les dépenses sensibles au crédit, notamment l'investissement résidentiel et la consommation de biens durables.

L'apport de Bernanke et Gertler (1995) réside également dans leur capacité à relier explicitement la politique monétaire aux variations du prix des actifs immobiliers. La valeur des logements influence directement la capacité d'endettement des ménages et leur accès au crédit hypothécaire. Ainsi, les cycles du marché

immobilier deviennent un élément central de l'amplification des fluctuations économiques à travers le levier financier.

Pour le contexte canadien, cette perspective s'avère particulièrement pertinente. Le poids élevé de l'endettement hypothécaire des ménages, combiné à la forte valorisation des prix immobiliers au cours des dernières décennies, renforce la sensibilité du marché à ces mécanismes d'accélération financière. De plus, les régulations macroprudentielles mises en place depuis les années 2010, telles que les tests de résistance ou les plafonds de ratio prêt-valeur (LTV), peuvent être vues comme des instruments visant à contenir ces effets amplificateurs.

En somme, la contribution de Bernanke et Gertler (1995) constitue un socle théorique essentiel pour ce mémoire. Elle fournit un cadre analytique qui justifie l'intégration des variables immobilières dans l'étude de la transmission monétaire, et éclaire les mécanismes par lesquels un choc sur le taux directeur peut se diffuser et s'amplifier via le marché immobilier.

### 1.3 Spécificités canadiennes et travaux appliqués

#### 1.3.1 Vulnérabilités systémiques et régulation macroprudentielle : Brave, Kronick et Lopez (2020)

Brave *et al.* (2020) s'intéressent aux vulnérabilités systémiques du marché hypothécaire canadien et à la pertinence des instruments macroprudentiels.

L'étude de Brave *et al.* (2020), publiée par le C.D. Howe Institute, se distingue par son analyse des vulnérabilités systémiques liées au marché hypothécaire canadien et par son approche visant à calibrer les politiques macroprudentielles. Les auteurs cherchent à évaluer les risques liés à l'endettement élevé des ménages et à la dynamique des prix des logements, dans un contexte où les déséquilibres financiers peuvent amplifier les effets de la politique monétaire.

Méthodologiquement, ils mobilisent un modèle probabiliste de chaînes de Markov afin d'évaluer la probabilité de transition entre différents états de stabilité financière. Ce cadre permet d'identifier les conditions dans lesquelles l'économie canadienne passe d'une situation stable à un régime de vulnérabilité ou de crise. Pour ce faire, plusieurs indicateurs clés sont pris en compte, notamment le ratio prix/revenu, le ratio service de la dette, le ratio crédit hypothécaire/PIB et le ratio prix/loyer. Ces mesures sont agrégées dans un

indicateur synthétique de vulnérabilité financière, permettant d'anticiper les déséquilibres accumulés sur le marché.

Les résultats suggèrent que certains seuils critiques de ces indicateurs augmentent fortement la probabilité d'entrer dans un régime de vulnérabilité. Dans ce contexte, les auteurs recommandent des calibrages ciblés de politiques macroprudentielles, tels que l'imposition de plafonds sur le ratio prêt-valeur (LTV), l'accroissement des exigences de fonds propres pour les institutions financières ou la limitation de la durée d'amortissement des prêts hypothécaires. Ces mesures, activées de manière conditionnelle lorsque les indicateurs franchissent certains seuils, visent à limiter les coûts d'intervention tout en prévenant des ajustements tardifs.

Toutefois, une limite importante de cette recherche réside dans l'absence d'intégration explicite des politiques monétaires dans leur cadre analytique. Les ajustements du taux directeur, qui influencent directement le coût du crédit et l'endettement des ménages, ne sont pas considérés dans leur modélisation. Cette omission empêche d'analyser les interactions potentielles, parfois complémentaires, parfois contradictoires, entre politiques monétaires et macroprudentielles.

Ainsi, l'étude de Brave *et al.* (2020) constitue une contribution précieuse pour comprendre les risques systémiques et les leviers de régulation applicables au marché hypothécaire canadien. Elle met en évidence l'importance de mécanismes préventifs afin de contenir les déséquilibres financiers, tout en soulignant la nécessité de recherches complémentaires intégrant simultanément les dimensions monétaires et prudentielles.

### 1.3.2 Politiques monétaires conventionnelles et non conventionnelles : Nsafoah et Dery (2024)

L'étude de Nsafoah et Dery (2024) représente une contribution importante à l'analyse des canaux de transmission monétaire dans le contexte canadien. Elle se distingue en examinant séparément les effets des politiques conventionnelles et non conventionnelles sur le marché immobilier, en prenant les prix des logements comme variable clé. Sur le plan méthodologique, les auteurs mobilisent un modèle VAR bayésien structurel (Bayesian SVAR), enrichi par l'utilisation de données financières de haute fréquence issues des marchés dérivés. Plus précisément, l'identification des chocs repose sur les variations intra-journalières des contrats Overnight Index Swaps (OIS) observées autour des annonces de politique monétaire de la Banque du Canada, ce qui permet d'isoler la composante véritablement non anticipée des décisions monétaires.

Les résultats empiriques révèlent des réactions différenciées selon le type de politique. Une réduction conventionnelle de 25 points de base du taux directeur entraîne une hausse moyenne de 2,3 % des prix réels des logements sur un horizon de 24 mois. À l'inverse, les politiques non conventionnelles, en particulier les programmes d'achats massifs d'actifs (Quantitative Easing, QE), produisent des effets plus soutenus, avec une augmentation estimée à 4,56 % sur 36 mois. L'orientation prospective (Forward Guidance, FG), c'est-à-dire la communication anticipée par la banque centrale de l'évolution future probable de sa politique monétaire, engendre quant à elle des effets plus limités et temporaires, ce qui souligne l'importance de la crédibilité et de la communication dans l'efficacité de cet instrument.

En outre, un apport notable de cette étude réside dans l'analyse des disparités régionales. Les résultats montrent que la Colombie-Britannique et l'Ontario, où l'immobilier occupe une place particulièrement importante dans l'économie, réagissent plus fortement aux chocs monétaires que des provinces comme l'Alberta ou le Québec. Ces écarts traduisent le rôle déterminant des structures économiques locales et du niveau d'endettement hypothécaire dans la transmission de la politique monétaire.

Au-delà du marché immobilier, l'étude met également en évidence que les politiques conventionnelles stimulent temporairement le PIB réel, avec un effet maximal observé autour du quinzième mois, et accroissent l'inflation à moyen terme, avec un pic autour du trentième mois. Le QE, en revanche, génère des effets plus durables sur l'immobilier, mais relativement plus limités sur la croissance et l'inflation.

Dans l'ensemble, la recherche de Nsafoah et Dery (2024) enrichit la littérature canadienne en démontrant l'importance de distinguer les instruments conventionnels et non conventionnels. Elle montre aussi que les canaux de transmission monétaire varient selon le type de politique, l'horizon temporel et le contexte régional. Ces résultats offrent des éléments essentiels pour évaluer la pertinence des instruments de la Banque du Canada dans un environnement marqué par une forte sensibilité immobilière. Toutefois, leur approche se concentre principalement sur les prix des logements, ce qui laisse de la place pour des travaux intégrant d'autres dimensions du marché, comme les ventes résidentielles ou les nouvelles inscriptions, que ce mémoire se propose d'explorer.

### 1.3.3 Identification narrative des chocs monétaires exogènes : Champagne et Sekkel (2018)

L'apport de Champagne et Sekkel (2018) est central pour l'analyse des mécanismes de transmission de la politique monétaire au Canada. Contrairement aux approches traditionnelles fondées sur les résidus de

VAR ou sur des règles de réaction estimées, les auteurs mobilisent une stratégie d'identification narrative, inspirée de Romer et Romer (2004), afin d'isoler les chocs véritablement exogènes de politique monétaire.

Méthodologiquement, leur démarche repose sur l'exploitation des archives internes de la Banque du Canada, incluant les résumés des délibérations du Conseil de direction, les notes justificatives et les projections macroéconomiques préparées par les services de recherche. Ces documents permettent de distinguer les décisions monétaires prises en réaction à des conditions économiques anticipées de celles qui reflètent une orientation exogène. Cette distinction est essentielle pour améliorer la crédibilité et la validité causale de l'identification des chocs. Un autre apport majeur de cette étude est de tenir compte des changements institutionnels, en particulier l'adoption officielle du ciblage de l'inflation en 1991. Cette transformation du cadre de politique monétaire modifie la fonction de réaction de la Banque du Canada et influence la nature des décisions prises. Les auteurs construisent ainsi une base mensuelle de chocs monétaires couvrant la période 1974–2015, en explicitant les différences entre périodes de régime.

Les résultats empiriques montrent qu'un choc monétaire restrictif de 100 points de base réduit le PIB réel d'environ 1% et le niveau général des prix d'environ 0,4%, avec des effets maximaux observés entre 18 et 24 mois après le choc. Cette méthodologie contribue également à réduire l'énigme du prix ("price puzzle"), souvent rencontrée dans les analyses VAR traditionnelles, en éliminant la composante anticipative des décisions monétaires.

L'étude de Champagne et Sekkel (2018) représente donc une avancée décisive pour la recherche canadienne. Elle fournit une base de chocs monétaires exogènes particulièrement utile pour analyser les effets sectoriels, y compris ceux touchant le marché immobilier. Dans le cadre du présent mémoire, cette contribution est mobilisée afin de compléter l'analyse fondée sur le taux directeur, en permettant une identification plus robuste et moins sujette aux biais endogènes.

#### 1.4 Discussion et pertinence pour le cas canadien

L'ensemble des travaux passés en revue met en évidence la diversité des approches et des résultats concernant les effets de la politique monétaire sur le marché immobilier. Les contributions internationales, qu'elles reposent sur des données microéconomiques, des modèles structurels ou encore des identifications à haute fréquence, ont permis de mieux comprendre les mécanismes de transmission monétaire, mais elles laissent subsister plusieurs zones d'ombre lorsqu'il s'agit du contexte canadien.

Les études de Gorea *et al.* (2022) insistent sur la sensibilité immédiate et marquée des prix immobiliers et de l'investissement résidentiel aux variations de taux d'intérêt, tandis que les travaux d'Iacoviello (2005) et de Bernanke et Gertler (1995) fournissent une assise théorique solide en mettant en lumière l'effet de levier et l'accélérateur financier. De leur côté, Case et Shiller (2003) rappellent que les anticipations spéculatives et les comportements mimétiques jouent un rôle amplificateur dans les cycles immobiliers, un facteur particulièrement pertinent dans les grandes agglomérations canadiennes où les prix excèdent souvent ce que justifieraient les fondamentaux. Enfin, Rahal (2024) montre que les politiques monétaires non conventionnelles, bien que mises en oeuvre dans d'autres économies, offrent des enseignements utiles pour analyser la période récente marquée par le recours massif aux mesures de soutien monétaire.

Du côté canadien, les études appliquées confirment la place centrale du marché immobilier dans la transmission de la politique monétaire, notamment à travers la sensibilité de l'activité résidentielle aux variations des taux d'intérêt. En outre, Brave *et al.* (2020) attirent l'attention sur les vulnérabilités systémiques liées à l'endettement hypothécaire. Nsafoah et Dery (2024) apportent un éclairage récent sur les effets différenciés des politiques conventionnelles et non conventionnelles, en mettant en évidence des réponses particulièrement marquées pour les provinces où l'immobilier occupe une part prépondérante de l'économie. Enfin, la contribution de Champagne et Sekkel (2018) constitue un jalon méthodologique important pour l'identification crédible de chocs exogènes au Canada, en isolant les composantes véritablement indépendantes des décisions de politique monétaire.

Toutefois, plusieurs limites persistent dans la littérature existante. Peu d'études canadiennes intègrent simultanément les prix des logements, les ventes résidentielles, les nouvelles inscriptions et la production industrielle, alors que ces variables captent des aspects complémentaires de la dynamique immobilière et macroéconomique. De plus, la plupart des analyses s'appuient soit sur le taux directeur, soit sur des chocs narratifs ou financiers, mais rarement sur une comparaison systématique de ces différentes approches. Enfin, l'usage des méthodes alternatives comme les projections locales demeure encore limité dans le cas canadien, alors qu'elles offrent une flexibilité précieuse pour tester la robustesse des résultats.

Dans ce contexte, le présent mémoire entend combler ces lacunes en mobilisant une approche combinée : un modèle VAR structurel, des projections locales et l'intégration de chocs narratifs exogènes. Cette méthodologie permet non seulement de comparer l'efficacité relative des différents instruments d'identification, mais aussi d'évaluer la dynamique des réponses sur un horizon de court et moyen terme. En situant

l'analyse dans le contexte institutionnel et financier propre au Canada, cette recherche contribue à enrichir la compréhension des canaux de transmission monétaire et à éclairer les débats sur la stabilité financière et la régulation du marché immobilier.

## CHAPITRE 2

### MÉTHODOLOGIE

L'analyse empirique des effets de la politique monétaire sur le marché immobilier canadien repose sur une stratégie méthodologique combinant deux cadres économétriques complémentaires : le modèle vectoriel autorégressif structurel (SVAR) et la méthode des projections locales introduite par Jordà (2005). Le modèle SVAR permet d'identifier et d'analyser les chocs structurels de politique monétaire dans un cadre dynamique simultané, tandis que les projections locales offrent une approche plus souple, fondée sur des estimations indépendantes à chaque horizon, servant principalement à tester la robustesse des résultats issus du SVAR. La mobilisation conjointe de ces deux approches vise à renforcer la crédibilité empirique des conclusions en confrontant des méthodes reposant sur des hypothèses structurelles distinctes.

Le recours au modèle SVAR se justifie par sa capacité à modéliser simultanément les interactions dynamiques entre variables économiques tout en identifiant clairement les chocs structurels. Ce cadre est particulièrement adapté à l'étude de la politique monétaire, car il permet d'examiner la transmission d'une perturbation monétaire à travers plusieurs canaux, en tenant compte des interdépendances contemporaines entre les variables macroéconomiques et immobilières.

L'analyse repose sur deux mesures distinctes de la politique monétaire : le taux directeur de la Banque du Canada, utilisé comme indicateur conventionnel des décisions monétaires, et une série de chocs monétaires narratifs exogènes développée par Champagne et Sekkel (2018), visant à isoler la composante non anticipée des décisions de politique monétaire.

## 2.1 Spécification du modèle VAR et SVAR

### 2.1.1 Forme générale du modèle VAR

Un modèle VAR d'ordre  $p$ , pour un vecteur  $X_t$  de dimension  $n \times 1$ , s'écrit sous la forme réduite suivante :

$$X_t = \mu + A_1 X_{t-1} + A_2 X_{t-2} + \dots + A_p X_{t-p} + u_t, \quad (2.1)$$

où :

- $X_t = (x_{1t}, x_{2t}, \dots, x_{nt})'$  est le vecteur des variables endogènes ;
- $\mu$  est un vecteur de constantes ;
- $A_i$  ( $i = 1, \dots, p$ ) sont des matrices  $n \times n$  de coefficients autorégressifs ;
- $u_t = (u_{1t}, \dots, u_{nt})'$  est le vecteur des résidus du modèle VAR réduit.

Les résidus  $u_t$  sont centrés à zéro, mais ils ne sont pas nécessairement indépendants ni identiquement distribués. Leur structure statistique est donnée par :

$$E(u_t) = 0, \quad E(u_t u_t') = \Sigma_u,$$

où  $\Sigma_u$  est une matrice symétrique définie positive qui n'est généralement pas diagonale. Ainsi, les erreurs peuvent présenter une corrélation contemporaine entre les équations du système, même si elles ne montrent pas d'autocorrélation temporelle.

Puisque les résidus du VAR réduit ne sont pas, en général, orthogonaux, ils ne peuvent pas être interprétés directement comme des chocs structurels. Cette caractéristique motive l'utilisation d'un modèle structurel (SVAR), qui impose des restrictions supplémentaires permettant d'identifier des chocs orthogonaux et économiquement interprétables.

Le modèle SVAR permet de surmonter cette limite en imposant des restrictions structurelles fondées sur des considérations économiques. Ces restrictions rendent possible l'identification de chocs véritablement structurels et l'analyse de leurs effets dynamiques dans le système. Ce cadre est particulièrement pertinent dans l'étude de la politique monétaire, car il permet d'examiner la réponse ordonnée des variables macroéconomiques à une innovation monétaire non anticipée, tout en réduisant les biais liés à l'endogénéité simultanée des décisions économiques.

## 2.1.2 Forme structurelle du VAR (SVAR)

Pour identifier les chocs économiques d'intérêt, on introduit la forme structurelle suivante :

$$A_0 X_t = \mu + A_1 X_{t-1} + A_2 X_{t-2} + \dots + A_p X_{t-p} + \eta_t, \quad (2.2)$$

où :

- $A_0$  est la matrice  $n \times n$  des relations contemporaines entre variables ;
- $\eta_t$  est un vecteur  $n \times 1$  de chocs structurels, supposés mutuellement orthogonaux  $\eta_t \sim \mathcal{N}(0, I_n)$ .

La forme réduite du VAR s'en déduit en inversant  $A_0$  :

$$X_t = \mu + B_1 X_{t-1} + \dots + B_p X_{t-p} + \epsilon_t, \quad \text{avec } B_i = A_0^{-1} A_i \quad \text{et} \quad \epsilon_t = A_0^{-1} \eta_t. \quad (2.3)$$

L'objectif est d'identifier la matrice  $A_0$  de manière économiquement fondée afin de retrouver les chocs structurels  $\eta_t$  à partir des résidus  $\epsilon_t$ .

Dans le cadre de ce travail, l'identification structurelle repose sur l'imposition de restrictions contemporaines sur la matrice  $A_0$ , effectuée à l'aide d'une décomposition de Cholesky de la matrice de variance-covariance des résidus  $\Sigma$ . Cette procédure revient à imposer une structure triangulaire inférieure sur  $A_0^{-1}$ , ce qui permet d'isoler des chocs monétaires plausibles et d'en analyser les effets dynamiques à l'aide des fonctions de réponse impulsionnelle (IRFs).

Cette spécification structurelle constitue le socle méthodologique permettant d'examiner la manière dont les chocs de politique monétaire influencent les dynamiques du marché immobilier canadien.

Le vecteur  $X_t$  retenu dans cette étude est le suivant :

$$X_t = \begin{bmatrix} \text{Prix moyens des logements} \\ \text{Ventes résidentielles} \\ \text{Nouvelles inscriptions résidentielles} \\ \text{Production industrielle} \\ \text{Variable de politique monétaire} \end{bmatrix} .$$

Deux mesures de la politique monétaire sont utilisées : (i) le taux directeur de la Banque du Canada, indicateur conventionnel des décisions monétaires, (ii) la série des chocs narratifs exogènes développée par Champagne et Sekkel (2018), qui vise à isoler les composantes non anticipées des décisions de politique monétaire.

L'identification des chocs repose sur une décomposition de Cholesky imposant une structure triangulaire inférieure à  $A_0$  :

$$A_0 = \begin{pmatrix} a_{11} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ a_{21} & a_{22} & 0 & 0 & 0 \\ a_{31} & a_{32} & a_{33} & 0 & 0 \\ a_{41} & a_{42} & a_{43} & a_{44} & 0 \\ a_{51} & a_{52} & a_{53} & a_{54} & a_{55} \end{pmatrix} . \quad (2.4)$$

L'ordre des variables retenu dans ce vecteur repose sur des considérations économiques propres au marché immobilier canadien. Bien que certains travaux, notamment ceux de Diaz et Jerez (2013), suggèrent que les ventes réagissent plus rapidement que les prix à la suite d'un choc en raison des frictions de recherche et des délais d'appariement sur le marché immobilier, l'ordre retenu ici place les prix immobiliers en première position. Ce choix repose sur l'idée que, dans le contexte canadien caractérisé par un fort endettement hypothécaire et des rigidités importantes sur le marché immobilier, les prix sont relativement moins sensibles aux ajustements contemporains des autres variables du système. Les rigidités contractuelles, les coûts de transaction et les asymétries d'information contribuent à limiter l'ajustement immédiat des prix immobiliers. En ce sens, les prix sont considérés comme relativement exogènes à très court terme dans la

structure réursive retenue. Par ailleurs, cet ordre demeure cohérent avec l'objectif principal du mémoire, qui consiste à analyser les effets des chocs de politique monétaire sur le marché immobilier canadien, les prix constituant l'indicateur central suivi par les décideurs publics et les institutions financières.

### 2.1.3 Sélection du nombre de retards

Le nombre de retards  $p$  est sélectionné à l'aide des critères d'information Akaike (AIC), Hannan-Quinn (HQIC) et Schwarz (SBIC). Le critère d'Akaike est privilégié afin de préserver la richesse dynamique du modèle, conformément aux recommandations de Lütkepohl (2005). Les modèles SVAR et les projections locales utilisent un nombre de retards cohérent avec ce critère. Le critère d'Akaike est défini comme suit :

$$AIC(p) = \ln \det(\Sigma_p) + \frac{2m^2p}{T}, \quad (2.5)$$

où  $\Sigma_p$  est la matrice de covariance des résidus du modèle avec  $p$  retards,  $m$  le nombre de variables et  $T$  le nombre d'observations.

### 2.1.4 Identification par le taux directeur

Dans une première stratégie d'identification, le taux directeur de la Banque du Canada est utilisé comme indicateur conventionnel de la politique monétaire. Il est positionné en dernière place dans le vecteur  $X_t$ , ce qui implique que la banque centrale observe simultanément l'état de l'économie avant d'ajuster sa politique, tandis que les autres variables ne répondent au choc monétaire qu'avec un délai d'au moins une période.

Deux configurations empiriques sont estimées. La première conserve l'ensemble des variables en niveau, indépendamment des résultats des tests de racine unitaire. Cette pratique est courante dans la littérature lorsque l'objectif principal porte sur l'analyse dynamique des chocs à court et moyen terme. Sims *et al.* (1990).

La seconde configuration applique une différenciation aux séries non stationnaires identifiées par les tests ADF. Les réponses impulsionnelles issues de ce modèle sont ensuite restituées en niveau par somme cumulée (cumsum), afin de reconstituer des trajectoires comparables aux variables exprimées en niveau.

### 2.1.5 Identification par les chocs narratifs exogènes

En complément, une identification alternative repose sur les chocs monétaires narratifs exogènes de Champagne et Sekkel (2018). Ces chocs visent à isoler les composantes non anticipées de la politique monétaire à partir de documents et annonces officielles, réduisant ainsi les biais d'endogénéité associés au taux directeur.

Deux configurations du SVAR sont considérées. Dans la première, le choc narratif est placé en première position dans l'ordre de Cholesky, ce qui suppose une exogénéité stricte et un effet contemporain sur toutes les autres variables. Dans la seconde, il est placé en dernière position, ce qui implique que ses effets ne se manifestent qu'avec un délai. Dans les deux cas, les séries utilisées sont stationnaires, et la différence entre les configurations porte uniquement sur l'ordre d'identification.

#### 2.1.5.1 Validation de l'exogénéité des chocs narratifs : test de causalité de Granger

Avant leur intégration dans le modèle SVAR, il est essentiel de vérifier le caractère exogène des chocs monétaires narratifs développés par Champagne et Sekkel (2018). Cette étape vise à s'assurer que ces chocs ne sont pas influencés par l'évolution passée des variables macroéconomiques du système, condition nécessaire pour pouvoir les interpréter comme des innovations monétaires véritablement non anticipées. À cette fin, un test de causalité au sens de Granger est appliqué.

Le test de causalité de Granger repose sur l'idée qu'une variable  $X_t$  est dite « cause à la Granger » d'une variable  $Y_t$  si l'inclusion des valeurs passées de  $X_t$  améliore significativement la capacité de prévision de  $Y_t$ , relativement à un modèle ne contenant que les valeurs passées de  $Y_t$ . Formellement,  $X_t$  cause  $Y_t$  au sens de Granger si :

$$\mathbb{E}(Y_t | Y_{t-1}, \dots, Y_{t-p}, X_{t-1}, \dots, X_{t-p}) \neq \mathbb{E}(Y_t | Y_{t-1}, \dots, Y_{t-p}). \quad (2.6)$$

Dans le cadre de cette étude, la variable dépendante est la série des chocs monétaires narratifs, notée  $C_t$ . Les variables explicatives considérées sont les prix moyens des logements ( $P_t$ ), les ventes résidentielles ( $V_t$ ), les nouvelles inscriptions résidentielles ( $N_t$ ) et la production industrielle ( $I_t$ ). L'objectif est de tester si l'une ou plusieurs de ces variables contribuent à expliquer les variations de  $C_t$ .

Pour chaque variable explicative  $X_t \in \{P_t, V_t, N_t, I_t\}$ , deux modèles autorégressifs sont estimés. Le

modèle restreint, qui n'inclut que les retards des chocs monétaires, est donné par :

$$C_t = \alpha + \sum_{i=1}^p \beta_i C_{t-i} + \varepsilon_t. \quad (2.7)$$

Le modèle non restreint, qui inclut en plus les retards de la variable macroéconomique  $X_t$ , s'écrit :

$$C_t = \alpha + \sum_{i=1}^p \beta_i C_{t-i} + \sum_{i=1}^p \gamma_i X_{t-i} + \eta_t. \quad (2.8)$$

Le test de causalité de Granger consiste à tester l'hypothèse nulle suivante :

$$H_0 : \gamma_1 = \gamma_2 = \dots = \gamma_p = 0, \quad (2.9)$$

contre l'hypothèse alternative :

$$H_1 : \exists i \text{ tel que } \gamma_i \neq 0. \quad (2.10)$$

Le rejet de l'hypothèse nulle indiquerait que la variable macroéconomique  $X_t$  exerce une causalité de Granger sur les chocs monétaires narratifs, ce qui remettrait en question leur caractère exogène. À l'inverse, la non-rejet de  $H_0$  soutient l'hypothèse selon laquelle les chocs narratifs ne sont pas influencés par les dynamiques macroéconomiques passées.

La statistique de test utilisée est une statistique de Fisher, définie comme :

$$F = \frac{(SSR_R - SSR_{UR})/p}{SSR_{UR}/(T - k)}, \quad (2.11)$$

où  $SSR_R$  et  $SSR_{UR}$  désignent respectivement les sommes des carrés des résidus des modèles restreint et non restreint,  $p$  est le nombre de retards considérés,  $T$  la taille de l'échantillon et  $k$  le nombre de paramètres estimés dans le modèle non restreint.

Préalablement à l'estimation des modèles, toutes les séries ont été soumises à des tests de stationnarité de Dickey-Fuller augmenté (ADF). Les séries non stationnaires ont été différenciées afin de satisfaire les conditions d'application du test de Granger. Le nombre optimal de retards  $p$  est sélectionné à l'aide du critère d'information d'Akaike (AIC), ce qui permet de capturer les dynamiques pertinentes tout en évitant la sur-paramétrisation.

Table 2.1 Test de causalité de Granger des variables immobilières et réelles vers les chocs monétaires

Horizon maximal (retards)	Retards retenus (AIC)	Statistique F	p-valeur
24	24	1.2922	0.0644
12	4	1.2101	0.2578
6	4	1.2101	0.2578

Note : La variable expliquée est le choc monétaire narratif. Le test porte sur la causalité de Granger conjointe des prix moyens des logements, des ventes résidentielles, des nouvelles inscriptions résidentielles et de la production industrielle.

Les tests sont réalisés pour plusieurs horizons maximaux de retards et les résultats sont interprétés de manière conjointe comme des tests de robustesse. Dans toutes les configurations considérées, l'hypothèse nulle de non-causalité de Granger ne peut être rejetée. Conformément aux spécifications retenues dans les modèles VAR et SVAR, l'analyse se concentre sur la configuration avec un horizon maximal de 24 retards, qui permet de capturer de manière adéquate les dynamiques de moyen terme dans un cadre mensuel. Dans cette spécification, la statistique de Fisher associée au test demeure insuffisante pour rejeter l'hypothèse nulle, indiquant que les variables immobilières et réelles n'exercent pas de causalité de Granger sur les chocs monétaires narratifs. Les résultats associés aux spécifications sont reportés dans le tableau 2.1.

#### 2.1.6 Fonctions de réponse impulsionnelle et inférence

Les fonctions de réponse impulsionnelle (Impulse Response Functions, IRFs) constituent l'outil central d'analyse dynamique mobilisé dans ce mémoire. Elles permettent de retracer, sur un horizon temporel donné, l'évolution des variables endogènes du système à la suite d'un choc structurel de politique monétaire identifié. Leur utilisation est commune aux deux cadres empiriques retenus, soit le modèle SVAR et la méthode des projections locales, ce qui garantit une cohérence analytique et facilite la comparaison des résultats entre approches.

Dans le cadre du modèle SVAR, les IRFs sont dérivées à partir de la représentation moyenne mobile (MA) du processus vectoriel autorégressif structurel. Une fois la matrice des relations contemporaines  $A_0$  identifiée, le modèle peut s'écrire sous la forme :

$$X_t = \mu + \sum_{h=0}^{\infty} \Psi_h \eta_{t-h}, \quad (2.12)$$

où  $\Psi_h$  désigne la matrice des coefficients de réponse à l'horizon  $h$ , et  $\eta_t$  le vecteur des chocs structurels

orthogonaux, normalisés de telle sorte que

$$\mathbb{E}(\eta_t \eta_t') = I_n.$$

Les éléments de la matrice  $\Psi_h$  mesurent l'effet marginal d'un choc structurel unitaire sur chacune des variables du système à l'horizon  $h$ . Ainsi, une fonction de réponse impulsionnelle représente la trajectoire dynamique d'une variable économique consécutive à une innovation monétaire exogène, en tenant compte de l'ensemble des interactions dynamiques du système.

Afin de rendre les réponses impulsionnelles comparables entre les différentes spécifications estimées (SVAR en niveau, SVAR avec séries stationnarisées, SVAR avec restitution en niveau par somme cumulée, et projections locales), une normalisation commune des chocs est adoptée. Plus précisément, les IRFs sont re-scalées de manière à imposer une réponse unitaire de la variable de politique monétaire à l'impact initial ( $h = 0$ ). Cette convention permet d'interpréter les réponses des autres variables comme les effets dynamiques consécutifs à un choc monétaire standardisé, indépendamment de l'échelle initiale du choc.

L'inférence statistique associée aux fonctions de réponse impulsionnelle est réalisée à l'aide d'une procédure de bootstrap par simulation du modèle SVAR. Cette approche permet de tenir compte de l'incertitude entourant l'estimation des paramètres du modèle. Plus précisément, les résidus estimés du VAR réduit sont rééchantillonnés avec remise, puis utilisés pour générer des séries artificielles à partir de la représentation du modèle. À chaque réplique, le modèle SVAR est réestimé et les IRFs sont recalculées.

Les intervalles de confiance sont ensuite construits à partir des quantiles empiriques de la distribution bootstrap des réponses impulsionnelles. Dans ce mémoire, des intervalles de confiance à 90 % sont retenus, correspondant aux quantiles 5 % et 95 %. Ce choix est cohérent avec les pratiques courantes de la littérature empirique en macroéconomie, notamment lorsque l'objectif porte sur l'analyse des dynamiques de moyen terme.

Dans le cadre des projections locales, les fonctions de réponse impulsionnelle sont obtenues directement à partir des coefficients estimés pour chaque horizon. L'inférence statistique repose alors sur des erreurs standards robustes de type Newey-West, afin de corriger l'hétéroscédasticité et la corrélation sérielle des résidus entre horizons, comme recommandé par Jordà (2005). Cette différence de traitement de l'incertitude statistique reflète la nature distincte des deux approches, tout en assurant la validité des comparaisons

empiriques.

L'utilisation conjointe des IRFs issues du SVAR et des projections locales permet ainsi d'évaluer la stabilité et la robustesse des dynamiques identifiées. La cohérence des réponses observées entre les deux méthodes renforce la crédibilité des résultats, tandis que les éventuelles divergences offrent un éclairage complémentaire sur le rôle des hypothèses structurelles et des anticipations dans la transmission de la politique monétaire vers le marché immobilier canadien.

## 2.2 Projections locales et validation de la robustesse

Afin d'évaluer la robustesse des résultats obtenus à partir du modèle SVAR, cette étude mobilise la méthode des projections locales proposée par Jordà (2005). Contrairement aux modèles VAR traditionnels, cette approche consiste à estimer séparément, pour chaque horizon de projection, l'effet d'un choc de politique monétaire sur les variables d'intérêt, sans imposer de structure dynamique conjointe à l'ensemble du système. Cette flexibilité en fait un outil privilégié pour tester la stabilité des réponses impulsionnelles et vérifier la sensibilité des résultats aux hypothèses structurelles retenues dans le SVAR.

L'analyse de robustesse s'articule autour de trois axes de comparaison complémentaires. Le premier axe consiste à confronter les réponses impulsionnelles obtenues à partir des projections locales utilisant le taux directeur de la Banque du Canada à celles issues du modèle SVAR fondé sur cette même mesure de la politique monétaire. Le deuxième axe repose sur une comparaison analogue entre les projections locales et le modèle SVAR lorsque l'identification du choc monétaire s'appuie sur les chocs narratifs exogènes proposés par Champagne et Sekkel (2018). Enfin, le troisième axe procède à une comparaison interne aux projections locales, en examinant les différences de dynamiques engendrées par deux mesures distinctes du choc monétaire : le taux directeur et la série de chocs monétaires narratifs exogènes de Champagne et Sekkel (2018).

### 2.2.1 Spécification économétrique des projections locales

La méthode des projections locales consiste à estimer, pour chaque horizon de projection  $h \geq 0$ , une équation de la forme suivante :

$$X_{i,t+h} = \mu + \sum_{k=0}^{p-1} \beta_{h,i,k} M_{t-k} + \sum_{\substack{j=1 \\ j \neq i}}^n \sum_{k=0}^{p-1} B_{h,i,j,k} X_{j,t-k} + \varepsilon_{i,t+h}, \quad (2.13)$$

où  $X_{i,t+h}$  désigne la variable d'intérêt  $i$  (prix des logements, ventes résidentielles, nouvelles inscriptions ou production industrielle) à l'horizon  $h$ ,  $\mu$  est une constante,  $M_t$  représente la variable de politique monétaire (taux directeur ou choc narratif exogène), et  $X_{j,t-k}$  correspond aux autres variables du système introduites sous forme de contrôles retardés. Le terme  $\varepsilon_{i,t+h}$  désigne l'erreur associée à la projection à l'horizon  $h$ .

Le choc de politique monétaire est introduit via sa valeur contemporaine et ses  $p - 1$  retards, afin de tenir compte de la persistance des innovations monétaires et d'améliorer l'identification de l'effet marginal du choc. Dans ce cadre, la réponse impulsionnelle de la variable  $i$  à l'horizon  $h$  est directement donnée par le coefficient  $\beta_{h,i,0}$  associé au choc contemporain  $M_t$ . Les coefficients associés aux retards du choc sont conservés comme variables de contrôle et ne sont pas interprétés comme des réponses impulsionnelles.

Les projections locales sont estimées sur un horizon de 20 mois, ce qui permet de capter les ajustements dynamiques de court et moyen terme consécutifs à un choc de politique monétaire. L'ensemble des variables est utilisé en niveau, afin de préserver les dynamiques de long terme et d'assurer la comparabilité avec les réponses impulsionnelles issues du modèle SVAR.

## CHAPITRE 3

### DONNÉES

#### 3.1 Sources et description des données

Nous utilisons deux bases de données dans cette étude. La première base de données nous provient de sources variées et comprend des séries temporelles immobilières et macroéconomiques. Les données s'observent sur une base mensuelle couvrant la période de janvier 1988 à mars 2024. Les données immobilières, comprenant les prix moyens des logements, les ventes résidentielles et les nouvelles inscriptions résidentielles, proviennent de la Canadian Real Estate Association (CREA). Ces données offrent une vue exhaustive du marché immobilier canadien, en incluant divers types de logements, tels que les maisons unifamiliales, les appartements en copropriété, les maisons en rangée et les maisons jumelées. Les données macroéconomiques, incluant la production industrielle et le taux directeur, sont issues de la Chaire Macroéconomie et Prévisions de l'UQAM. Toutes ces séries ont été désaisonnalisées par les organismes sources, ce qui permet de neutraliser les variations saisonnières.

La seconde base de données comprend une série narrative des chocs monétaires, élaborée par Champagne et Sekkel (2018). La série narrative couvre la période de janvier 1988 à décembre 2017, offrant une fréquence mensuelle qui permet de suivre les ajustements monétaires et leurs impacts. Cette série est particulièrement importante pour capter plusieurs cycles économiques significatifs, notamment des phases de resserrements et d'assouplissements monétaires, en fournissant ainsi une base robuste pour l'analyse des dynamiques de transmission monétaire. Cette série repose sur l'exploitation d'archives institutionnelles de la Banque du Canada, notamment des comptes-rendus des décisions de politique monétaire, des projections économiques contemporaines et d'autres documents stratégiques. Contrairement au taux directeur, souvent utilisé comme proxy des chocs monétaires, cette série permet d'isoler les variations exogènes des décisions monétaires.

##### 3.1.1 Échantillons d'estimation et comparabilité des résultats

Les projections locales sont estimées sur des échantillons dont la taille dépend de la mesure du choc monétaire retenue. Lorsque l'identification repose sur le taux directeur de la Banque du Canada, les estimations exploitent l'ensemble des données disponibles, soit 435 observations. En revanche, lorsque la

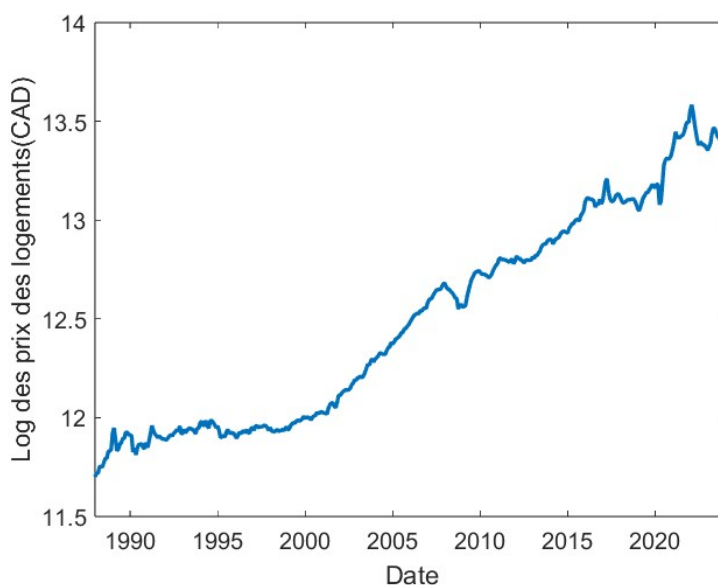
variable monétaire correspond à la nouvelle série de chocs monétaires narratifs exogènes, l'échantillon est limité à 360 observations, conformément à la disponibilité de cette série.

Afin de garantir une comparabilité rigoureuse des résultats, les figures comparatives opposant les réponses impulsionnelles issues du SVAR et des projections locales fondées sur le taux directeur sont construites sur un échantillon de 435 observations. En revanche, lorsque les exercices de comparaison mobilisent la nouvelle série de chocs monétaires narratifs exogènes, l'analyse est conduite sur un échantillon restreint de 360 observations, conformément à la disponibilité de cette série.

### 3.2 Analyse graphique des données

Avant d'estimer le modèle SVAR, il est fondamental de bien comprendre les dynamiques temporelles des principales variables économiques analysées dans cette étude. Cette section présente les séries chronologiques en logarithme (lorsque pertinent), afin de faciliter l'observation des tendances à long terme, des fluctuations cycliques, des ruptures structurelles éventuelles ainsi que des phénomènes de volatilité. L'objectif est d'identifier visuellement les comportements macroéconomiques et les interactions potentielles qui justifieront la spécification et l'identification du modèle économétrique.

Figure 3.1 Évolution des prix des logements en logarithme



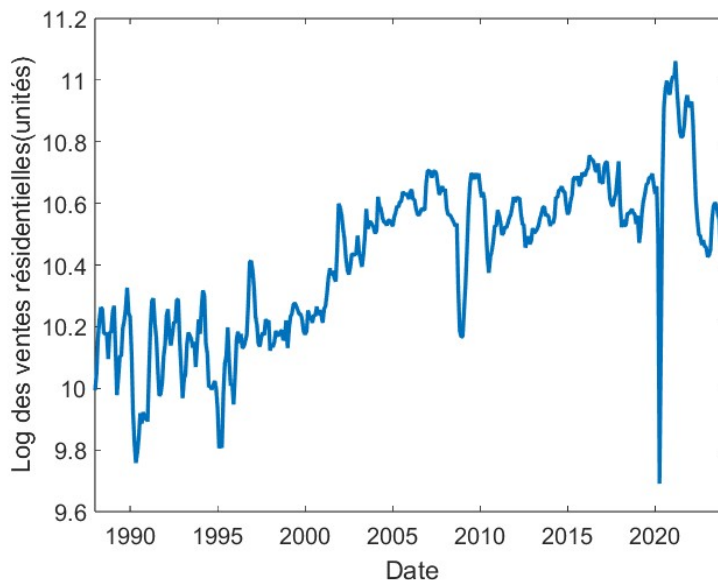
La figure 3.1 présente une évolution nettement ascendante du logarithme des prix moyens des logements au Canada sur l'ensemble de l'échantillon. La hausse devient plus marquée à partir du début des

années 2000 (environ au 240<sup>e</sup> mois), puis s'intensifie après 2015 (336<sup>e</sup> mois). L'absence de retournements significatifs dans la trajectoire suggère une dynamique soutenue d'appréciation du marché immobilier résidentiel.

Cette tendance s'est notamment développée dans un environnement caractérisé, au cours de certaines périodes, par des taux d'intérêt relativement faibles, ce qui a facilité l'accès au crédit et favorisé l'endettement hypothécaire Banque du Canada (2022). La pression sur la demande s'est également accentuée en raison de la croissance démographique, de l'urbanisation croissante et de l'évolution des préférences des ménages, en particulier dans les grands centres canadiens Statistique Canada (2023).

Parallèlement, les capacités d'ajustement du parc immobilier sont restées limitées par des contraintes structurelles liées aux délais de construction, aux règlements locaux et à la disponibilité réduite de terrains Hilber et Vermeulen (2016) ; Canada Mortgage and Housing Corporation (2023). Bien que l'intensité de ces contraintes ait pu varier au cours de la période, elles demeurent un élément récurrent du fonctionnement du marché immobilier canadien. Dans un tel contexte, les fluctuations de la demande induites par la politique monétaire peuvent exercer une pression plus marquée sur les prix, puisque l'offre ne s'ajuste pas rapidement. L'examen de l'impact des chocs monétaires sur cette variable s'en trouve d'autant plus pertinent, celle-ci constituant un indicateur central du dynamisme immobilier Bernanke (2010).

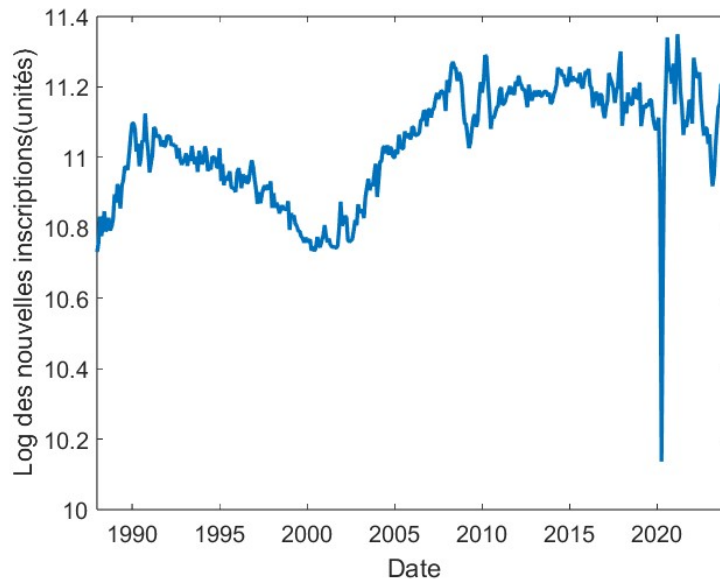
Figure 3.2 Évolution des ventes résidentielles en logarithme



La figure 3.2 met en évidence une tendance générale à la hausse du volume des ventes résidentielles.

Toutefois, cette série se révèle nettement plus volatile que celle des prix. On distingue des périodes de forte expansion, suivies de ralentissements marqués, ce qui suggère une plus grande sensibilité des ventes aux conditions économiques et aux taux d'intérêt.

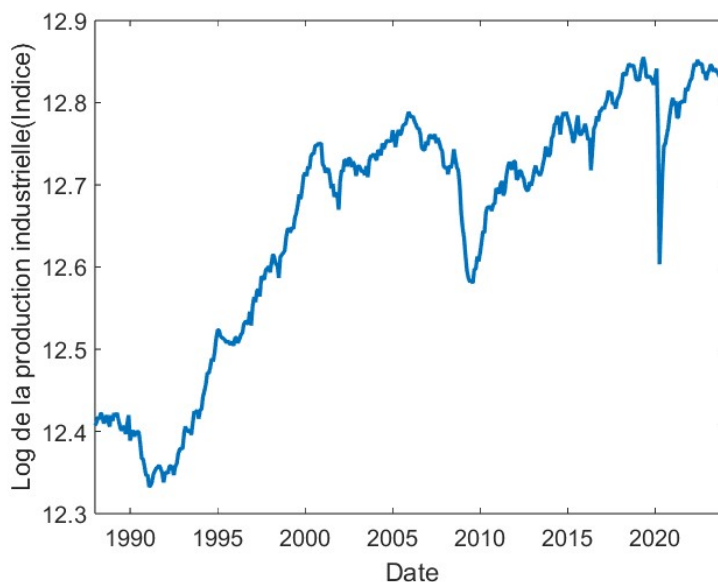
Figure 3.3 Évolution des nouvelles inscriptions résidentielles en logarithme



La figure 3.3 présente l'évolution des nouvelles inscriptions sur le marché résidentiel canadien. Bien que cette variable présente une certaine cyclicité, aucune tendance structurelle nette ne se dégage sur l'ensemble de la période analysée. On observe des épisodes de hausses suivis de replis, témoignant d'une offre plus réactive aux variations du marché, mais de manière différée par rapport à la demande.

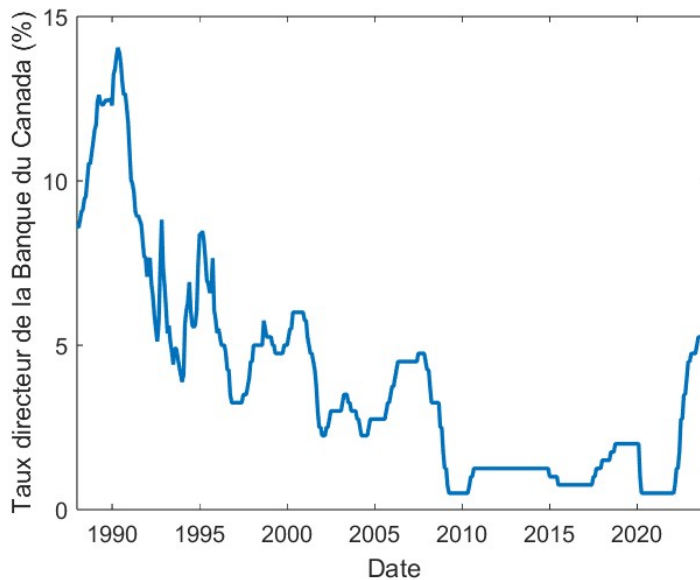
La figure 3.4 présente l'évolution de la production industrielle au Canada en logarithme. La trajectoire observée est globalement ascendante, traduisant une croissance soutenue de l'activité économique à long terme. Toutefois, la série révèle également plusieurs phases de ralentissement ou de contraction, notamment autour des 120<sup>e</sup> et 400<sup>e</sup> mois, correspondant respectivement à la crise financière mondiale de 2008-2009 et à la crise sanitaire de 2020. Ces épisodes traduisent la sensibilité de la production industrielle aux cycles économiques. L'intégration de cette variable dans le modèle vise à capter les fluctuations de l'activité économique globale afin de mieux isoler les effets propres des chocs de politique monétaire sur le marché immobilier résidentiel.

Figure 3.4 Évolution de la production industrielle en logarithme



La figure 3.5 met en évidence une trajectoire globalement décroissante du taux directeur de la Banque du Canada sur la période étudiée. Après une chute rapide durant les années 1990, correspondant environ aux 60 premiers mois de l'échantillon, le taux s'est stabilisé à des niveaux historiquement bas, traduisant une politique monétaire accommodante, notamment entre 2009 et 2021. Cette phase coïncide avec la dynamique haussière des prix immobiliers observée précédemment. À partir du 420e mois, soit autour de l'année 2022, une remontée marquée des taux s'amorce, signalant un changement de régime motivé par le retour de l'inflation dans le contexte post-pandémique. Le taux directeur occupe ici le rôle de variable instrumentale centrale, permettant d'identifier les effets des chocs monétaires sur les autres variables du modèle.

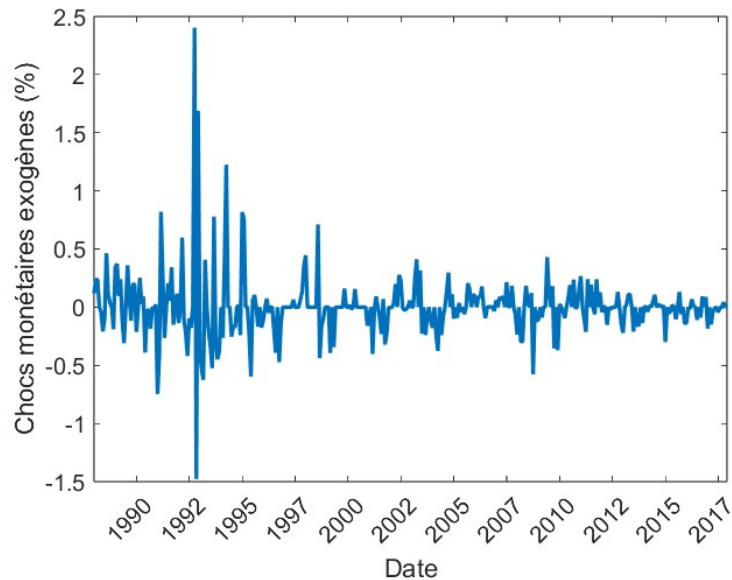
Figure 3.5 Évolution du taux directeur de la Banque du Canada



Enfin, la figure 3.6 présente les chocs monétaires exogènes construits à partir de l'approche narrative de Champagne et Sekkel (2018). Ces chocs, exprimés en pourcentage, capturent les composantes inattendues des décisions de politique monétaire. La série affiche une volatilité élevée au début de l'échantillon, suivie d'une phase de stabilisation. Le pic observé autour du 50e mois pourrait être associé à une réponse marquée à un événement économique majeur, possiblement lié aux anticipations de resserrement monétaire précédant la crise obligataire mondiale de 1994, qui avait provoqué une forte volatilité sur les marchés financiers.

L'observation conjointe de ces graphiques permet de formuler plusieurs hypothèses empiriques. D'une part, les chocs de politique monétaire pourraient avoir un effet plus prononcé sur les ventes que sur les prix de l'immobilier. D'autre part, les ajustements pourraient différer selon la nature des chocs, en particulier entre la demande et l'offre. En effet, la réponse de l'offre, mesurée par les nouvelles inscriptions résidentielles, semble plus lente et volatile. La section suivante détaille les étapes économétriques retenues, incluant les tests de stationnarité, de cointégration et la spécification structurelle du modèle.

Figure 3.6 Évolution des chocs monétaires de Champagne et Sekkel (2018)



### 3.3 Test de racine unitaire avec le taux directeur comme proxy des chocs monétaires

Avant d'estimer un modèle VAR, il est essentiel de s'assurer de la stationnarité des séries temporelles utilisées. Une série non stationnaire peut fausser les inférences statistiques, générer des résultats économétriques trompeurs et conduire à des conclusions erronées. Pour cette raison, le test de Dickey-Fuller Augmenté (ADF) a été appliqué à chaque série, afin de détecter la présence éventuelle d'une racine unitaire.

Le test ADF repose sur l'hypothèse nulle ( $H_0 : \rho = 0$ ) selon laquelle la série possède une racine unitaire, c'est-à-dire qu'elle est non stationnaire. L'hypothèse alternative ( $H_1 : \rho < 0$ ) soutient la stationnarité de la série. Le choix du nombre optimal de retards a été guidé par le critère d'information d'Akaike (AIC), afin de minimiser les biais liés à la spécification du modèle.

Le tableau 3.1 présente les résultats des tests ADF pour les variables principales, déterminant la stationnarité des séries en niveau. Ces résultats orientent les choix méthodologiques concernant les transformations nécessaires avant l'estimation du modèle VAR.

Les résultats du tableau 3.1 indiquent que seul le logarithme de la série des ventes résidentielles est stationnaire en niveau, avec une statistique ADF de  $-3.3019$  (lag = 2) et une p-value de 0.0155, ce qui permet

Table 3.1 Résultats des Tests de Dickey-Fuller Augmenté (ADF) en niveau

No	Variable	Lags	Statistique ADF	P-value	$\rho$
1	log(prix moyens des logements)	1	-2.3958	0.3971	$\rho = 0$
2	log(ventes résidentielles)	2	-3.3019	0.0155	$\rho < 0$
3	log(nouvelles inscriptions résidentielles)	4	-2.7773	0.0625	$\rho = 0$
4	log(production industrielle)	0	-1.8342	0.6742	$\rho = 0$
5	Taux directeur	4	-1.3492	0.1646	$\rho = 0$

de rejeter l'hypothèse nulle au seuil de 5%. En revanche, les autres séries présentent des p-values nettement supérieures au seuil critique de 5%, suggérant la présence d'une racine unitaire. À titre d'exemple, le logarithme des prix moyens des logements, avec un lag de 1, affiche une statistique de  $-2.3958$  et une p-value de 0.3971, ce qui empêche de rejeter l'hypothèse nulle. Concernant le taux directeur, bien que la statistique ADF soit de  $-1.3492$  (p-value = 0.1646), la série est retenue en niveau dans l'analyse pour deux raisons à la fois économiques et empiriques. Premièrement, les tests ADF présentent une puissance limitée dans les petits échantillons, pouvant masquer une stationnarité réelle. Deuxièmement, d'un point de vue théorique, le taux directeur est un instrument de politique monétaire qui est activement contrôlé et orienté vers un niveau cible, ce qui justifie son inclusion en niveau dans le modèle, comme c'est commun dans la littérature économique. La variable des ventes résidentielles et le taux directeur sont donc considérés comme stationnaires en niveau. Les autres séries sont transformées en différences logarithmiques pour respecter l'exigence de stationnarité dans le cadre de l'estimation VAR.

### 3.3.1 Test de stationnarité sur les séries différenciées

Les séries qui se sont révélées non stationnaires en niveau ont été transformées en différences logarithmiques. Le test ADF a ensuite été appliqué à ces séries transformées pour confirmer leur stationnarité. Le tableau 3.2 en présente les résultats.

Les résultats présentés dans le tableau 3.2 confirment que toutes les séries transformées en différences logarithmiques sont désormais stationnaires. Cette transformation a permis de stabiliser les tendances observées dans les données et de corriger la non-stationnarité détectée en niveau. Les statistiques ADF obtenues sont toutes largement inférieures aux valeurs critiques usuelles, et les p-values associées sont significative-

Table 3.2 Résultats des Tests de Dickey-Fuller Augmenté (ADF) sur les séries différenciées

No	Variable	Lags	Statistique ADF	P-value	$\rho$
1.	$\Delta \log(\text{prix moyens des logements})$	0	-15.8464	0.0010	$\rho < 0$
2.	$\Delta \log(\text{nouvelles inscriptions résidentielles})$	3	-14.8900	0.0010	$\rho < 0$
3.	$\Delta \log(\text{production industrielle})$	1	-16.1951	0.0010	$\rho < 0$

ment faibles, inférieures à 1%, ce qui permet de rejeter fermement l'hypothèse nulle de racine unitaire. Ces résultats confirment que les transformations appliquées aux variables initialement non stationnaires sont suffisantes pour assurer la stationnarité des séries, une condition indispensable pour garantir la validité économétrique du modèle VAR.

### 3.4 Test de cointégration

Le test de cointégration est une méthode utilisée pour déterminer si deux ou plusieurs séries temporelles non stationnaires partagent une relation d'équilibre à long terme. Dans cette étude, nous avons appliqué deux approches pour vérifier la présence d'une relation de cointégration entre les séries étudiées. Premièrement, le test d'Engle et Granger a été appliqué à deux séries non stationnaires à la fois, puis élargi à l'ensemble des séries non stationnaires. Deuxièmement, nous avons appliqué le test de Johansen aux trois séries non stationnaires. Ce test a été ensuite appliqué sur l'ensemble des cinq séries en niveau.

#### 3.4.1 Test d'Engle et Granger

Le test d'Engle et Granger se déroule en deux étapes. La première consiste à estimer la relation à long terme entre les séries à l'aide d'une régression linéaire. La seconde applique un test Augmented Dickey-Fuller (ADF) sur les résidus de la régression pour vérifier leur stationnarité. Si les résidus sont stationnaires, cela indique que les séries sont cointégrées.

##### 3.4.1.1 Étape 1 : Régression linéaire.

Pour chaque paire de séries temporelles  $X_t$  et  $Y_t$ , ainsi que pour les trois séries simultanément, nous

estimons une régression linéaire afin de déterminer s'il existe une relation de long terme entre elles. L'équation estimée est la suivante :

$$Y_t = \alpha + \beta X_t + \varepsilon_t. \quad (3.1)$$

Les résidus  $\hat{\varepsilon}_t$  sont ensuite testés pour la stationnarité.

### 3.4.1.2 Étape 2 : Test de stationnarité des résidus.

Le test ADF est appliqué aux résidus  $\hat{\varepsilon}_t$  pour vérifier leur stationnarité. Le modèle du test ADF est le suivant :

$$\Delta \hat{\varepsilon}_t = \gamma \hat{\varepsilon}_{t-1} + \sum_{i=1}^p \delta_i \Delta \hat{\varepsilon}_{t-i} + \mu_t, \quad (3.2)$$

où  $\Delta \hat{\varepsilon}_t$  est la différence des résidus et  $\gamma$  mesure la tendance à revenir à l'équilibre. L'hypothèse nulle est que  $\gamma = 0$ , c'est-à-dire que les résidus ne sont pas stationnaires, indiquant l'absence de cointégration.

Le tableau 3.3 ci-dessous présente les résultats du test d'Engle et Granger, appliqué aux différentes combinaisons de séries non stationnaires, en utilisant le taux directeur comme proxy des chocs monétaires.

Table 3.3 Résultats du test d'Engle et Granger

No	Séries	pValue	stat	cValue	lags
1.	Log (prix moyens des logements, nouvelles inscriptions, production industrielle)	0.326	-2.848	-3.761	5
2.	Log (prix moyens des logements, nouvelles inscriptions)	0.661	-1.702	-3.351	5
3.	Log (prix moyens des logements, production industrielle)	0.904	-0.985	-3.351	4
4.	Log (nouvelles inscriptions, production industrielle)	0.278	-2.535	-3.351	5

Ces résultats révèlent une absence de cointégration entre les différentes combinaisons de séries non stationnaires analysées. Pour les séries non stationnaires simultanément (prix moyen des logements, nouvelles inscriptions résidentielles, production industrielle), la p-value obtenue est de 0.326, supérieure au seuil de 0.05, et la valeur absolue de la statistique de test (2.848) est également inférieure à la valeur absolue de la valeur critique (3.761). Ces résultats indiquent que les résidus de la régression ne sont pas stationnaires, ce qui suggère qu'il n'existe pas de relation de long terme entre ces séries. Les résultats, en combinant les séries deux par deux, révèlent également qu'il existe aucune relation de long terme entre toutes les séries non stationnaires simultanément. En effet, pour la combinaison prix moyen des ventes résidentielles et nouvelles inscriptions résidentielles, la p-value de 0.661 confirme l'absence de cointégration. De manière similaire, le test entre le prix moyen des ventes résidentielles et la production industrielle montre une p-value de 0.904, suggérant ainsi que les résidus ne sont pas stationnaires. De même, pour la combinaison nouvelles inscriptions résidentielles et production industrielle, la p-value de 0.277 ne permet pas de rejeter l'hypothèse nulle de non-cointégration.

En résumé, les résultats montrent que l'hypothèse nulle n'a été rejetée pour aucune des combinaisons testées, indiquant que les résidus de la régression ne sont pas stationnaires. Cela confirme l'absence de cointégration entre les séries, signifiant qu'elles n'entretiennent aucune relation d'équilibre à long terme et évoluent indépendamment les unes des autres.

### 3.4.2 Test de Johansen

Le test de Johansen commence par la formulation d'un modèle VAR pour plusieurs séries temporelles non stationnaires. Si ces séries sont intégrées d'ordre 1, c'est-à-dire qu'elles deviennent stationnaires après différenciation, elles sont dites  $I(1)$ . Le modèle VAR général pour  $k$  variables est exprimé sous la forme suivante :

$$X_t = \mu + A_1 X_{t-1} + A_2 X_{t-2} + \dots + A_p X_{t-p} + \varepsilon_t, \quad (3.3)$$

où  $X_t$  est un vecteur de variables non stationnaires,  $A_i$  sont des matrices de coefficients,  $\mu$  est un vecteur de constantes ou termes de tendance, et  $\varepsilon_t$  est un vecteur de bruits blancs (i.i.d.), non corrélés et de variance constante.

Le test de Johansen repose ensuite sur la réécriture de ce modèle VAR sous la forme d'un modèle à correction d'erreurs vectoriel (VECM), qui permet de tenir compte des dynamiques de court terme et des relations de long terme entre les séries temporelles. Ce modèle s'écrit de la manière suivante :

$$\Delta X_t = \mu + \Pi X_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta X_{t-i} + \varepsilon_t. \quad (3.4)$$

Dans cette équation,  $\Delta X_t$  représente les premières différences des séries temporelles, ce qui les rend stationnaires,  $\mu$  est un vecteur de constantes,  $\Gamma_i$  sont des matrices de coefficients qui capturent les relations de court terme, et  $\Pi$  est la matrice de cointégration qui contient les informations sur les relations de long terme entre les variables.

La matrice  $\Pi$  peut être décomposée en deux matrices,  $\alpha$  et  $\beta$ , où  $\alpha$  représente les coefficients de correction d'erreur, indiquant la vitesse d'ajustement des variables vers l'équilibre de long terme, et  $\beta$  contient les vecteurs de cointégration, c'est-à-dire les relations de long terme entre les variables :

$$\Pi = \alpha\beta'. \quad (3.5)$$

L'objectif principal du test de Johansen est d'estimer le rang de la matrice  $\Pi$ , qui correspond au nombre de relations de cointégration entre les séries. Si le rang de  $\Pi$  est nul, cela signifie qu'il n'existe aucune relation de cointégration, et les variables n'ont pas de relation de long terme stable. En revanche, si le rang de  $\Pi$  est  $r$ , alors il existe  $r$  relations de cointégration entre les séries.

Pour tester le nombre de relations de cointégration, le test de Johansen utilise deux statistiques principales : la statistique de la trace et la statistique du maximum de vraisemblance (statistique max-eigenvalue).

#### 3.4.2.1 Statistique de la trace ( $\lambda_{\text{trace}}$ )

La statistique de la trace permet de tester l'hypothèse nulle selon laquelle le nombre de relations de cointégration est inférieur ou égal à  $r$ . Elle est construite à partir des valeurs propres issues du problème de cointégration associé à la représentation en correction d'erreur du modèle VAR, tel que proposé par

Johansen (1991).

Plus précisément, les valeurs propres  $\lambda_i$ , ordonnées de la plus grande à la plus petite, sont obtenues à partir du problème aux valeurs propres associé à l'estimation du modèle VECM, construit à partir des matrices de covariance des résidus. Ces valeurs propres permettent d'évaluer le rang de la matrice  $\Pi$ , laquelle capture les relations de long terme entre les variables du système. La statistique de la trace est alors définie comme :

$$\lambda_{\text{trace}}(r) = -T \sum_{i=r+1}^k \ln(1 - \lambda_i), \quad (3.6)$$

où  $T$  désigne le nombre d'observations,  $k$  le nombre de variables endogènes du système, et  $\lambda_i$  sont les valeurs propres estimées issues du problème aux valeurs propres du test de Johansen, ordonnées de la plus grande à la plus petite.

#### 3.4.2.2 Statistique du maximum de vraisemblance (max-eigenvalue) ( $\lambda_{\text{max}}$ ) :

La statistique max-eigenvalue teste si le rang de cointégration est  $r$  contre l'alternative que le rang soit  $r + 1$ . Elle est calculée comme suit :

$$\lambda_{\text{max}}(r, r + 1) = -T \ln(1 - \lambda_{r+1}). \quad (3.7)$$

L'interprétation des résultats se fait en comparant les valeurs de ces statistiques aux seuils critiques. Si la statistique de la trace ou du maximum de vraisemblance dépasse les seuils critiques, l'hypothèse nulle selon laquelle il n'y a pas de relation de cointégration est rejetée, indiquant la présence d'une ou plusieurs relations de cointégration entre les séries.

Les tableaux 3.4 et 3.5 présentent les résultats du test de Johansen pour les 3 séries non stationnaires.

Table 3.4 Test trace

r	stat	cValue	pValue	lags
0	19.4781	29.7976	0.4917	5
1	3.0464	15.4948	0.9647	5
2	0.0020	3.8415	0.9639	5

Table 3.5 Test maximum de la valeur propre

r	stat	cValue	pValue	lags
0	16.4317	21.1323	0.2010	5
1	3.0444	14.2644	0.9437	5
2	0.0020	3.8415	0.9639	5

Les résultats du test de Johansen indiquent qu'aucune relation de cointégration n'est détectée entre les trois séries non stationnaires considérées, à savoir le prix moyen des logements, les nouvelles inscriptions résidentielles et la production industrielle. Selon la statistique de la trace, les valeurs observées demeurent inférieures aux seuils critiques pour tous les rangs testés, ce qui empêche de rejeter l'hypothèse nulle de non-cointégration. Des conclusions identiques sont obtenues à partir de la statistique du maximum de la valeur propre, dont les statistiques associées présentent également des p-values élevées. Ces résultats suggèrent que les séries étudiées n'entretiennent pas de relation d'équilibre de long terme stable sur la période analysée.

L'absence de cointégration, également confirmée par les tests d'Engle et Granger, justifie le recours à des spécifications VAR ne comportant pas de terme de correction d'erreur. Dans ce contexte, l'estimation d'un modèle VECM n'est pas retenue.

Dans ce cadre, l'analyse empirique se poursuit par l'estimation de modèles VAR structurels, conçus pour examiner la dynamique des réponses des variables économiques à des chocs de politique monétaire. L'accent est ainsi mis sur l'étude des ajustements dynamiques de court et moyen terme, ce qui s'inscrit pleinement dans l'objectif principal de ce mémoire, centré sur l'analyse des mécanismes de transmission monétaire plutôt que sur l'identification de relations d'équilibre de long terme.

## CHAPITRE 4

### ANALYSE DES RÉSULTATS

#### 4.1 Analyse des réponses impulsionnelles avec le taux directeur comme proxy des chocs monétaires

Dans cette section, les fonctions de réponse impulsionnelle présentent les effets dynamiques d'un choc de politique monétaire, mesuré par le taux directeur, sur les variables immobilières et réelles retenues.

Le choc de politique monétaire est identifié à l'aide d'une décomposition de Cholesky, où l'ordre des variables impose une structure récursive. Les chocs monétaires sont placés en dernier dans l'ordonnement, ce qui correspond à l'hypothèse selon laquelle la Banque du Canada observe l'ensemble des conditions économiques contemporaines avant d'ajuster son instrument de politique monétaire. L'identification du choc correspond ainsi à une innovation orthogonale sur l'équation du taux directeur (ou mesure monétaire retenue), interprétée comme un choc exogène de politique monétaire.

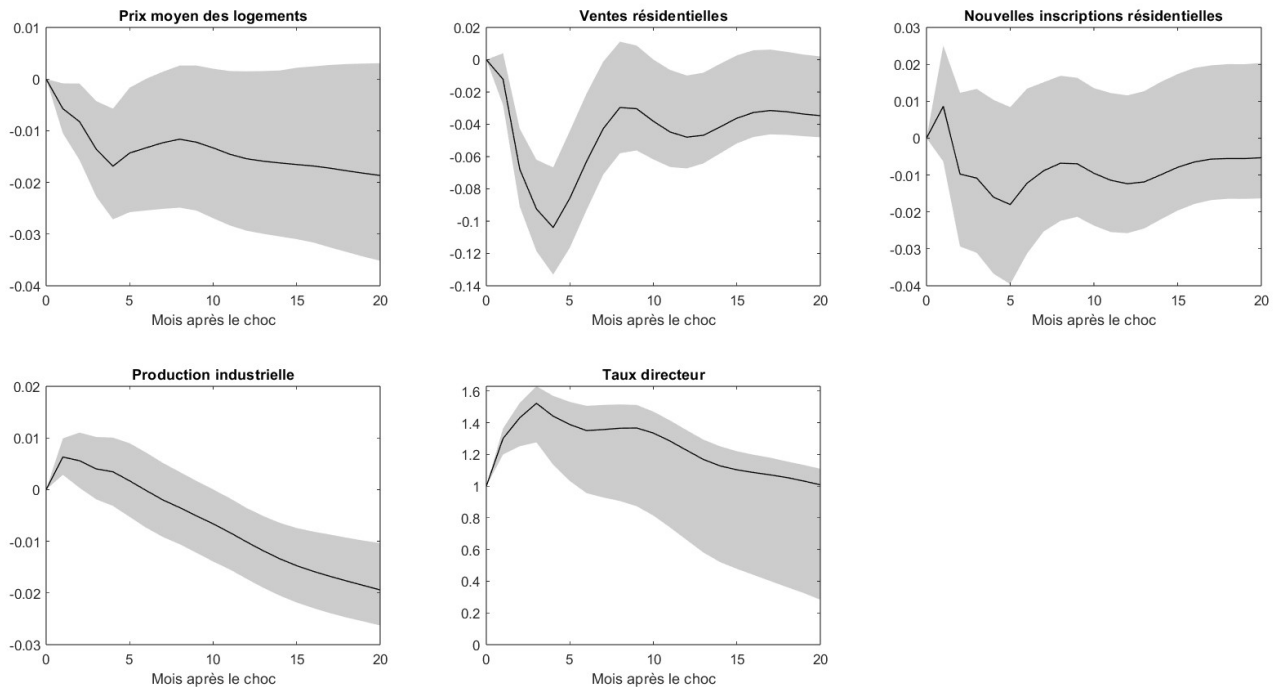
##### 4.1.1 Réponses impulsionnelles avec séries en niveau

L'utilisation des séries en niveau permet d'estimer de manière convergente les paramètres individuels du modèle VAR ainsi que les fonctions de réponses impulsionnelles à court terme. En revanche, lorsque les variables sont non stationnaires, les réponses impulsionnelles à long terme ne sont pas nécessairement convergentes et doivent être interprétées avec prudence. Dans ce contexte, l'analyse se concentre principalement sur les dynamiques de court et moyen terme, qui demeurent économiquement interprétables dans le cadre du SVAR estimé.

La figure 4.1 présente les réponses des variables à un choc restrictif de politique monétaire dans le modèle SVAR estimé avec les séries en niveau.

Les prix moyens des logements affichent une baisse modérée à la suite du choc, sans toutefois atteindre la significativité statistique, les intervalles de confiance à 90 % englobant la valeur zéro sur l'ensemble de l'horizon. Les ventes résidentielles réagissent de manière plus marquée, avec une contraction statistiquement significative sur les horizons 3 à 7, traduisant un ajustement rapide des volumes immobiliers à un resserrement monétaire. Les nouvelles inscriptions résidentielles présentent une réponse négative à court terme qui s'atténue progressivement et devient non significative par la suite. La production industrielle

Figure 4.1 Fonctions de réponse impulsionnelle suite à un choc de politique monétaire avec les séries en niveau



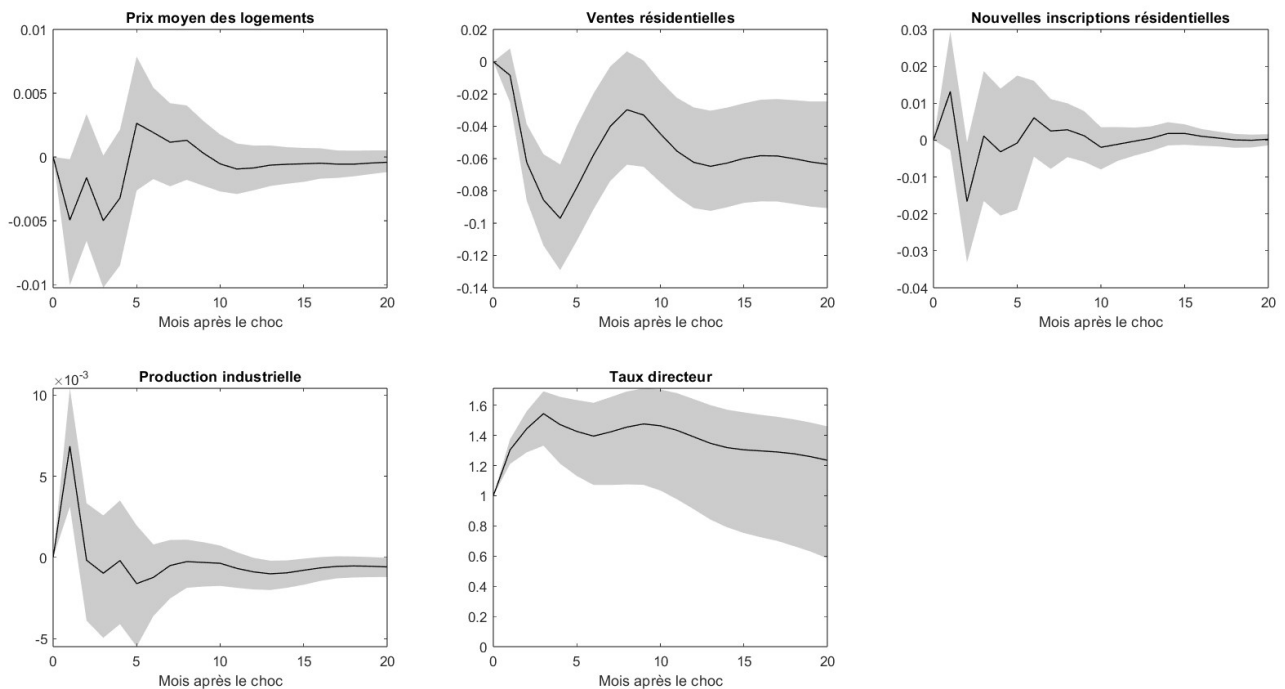
enregistre une légère baisse progressive sur l'ensemble de l'horizon, sans réponse statistiquement significative. Enfin, le taux directeur augmente immédiatement à l'impact, conformément à la normalisation du choc, puis décroît graduellement au fil des mois. Dans l'ensemble, les effets du choc monétaire sont essentiellement concentrés aux horizons de court terme, tandis que l'élargissement des intervalles de confiance limite l'interprétation des réponses aux horizons plus éloignés dans un modèle estimé en niveau.

#### 4.1.2 Réponses impulsionnelles avec séries stationnaires et restitution en niveau (somme cumulée)

Cette section présente les réponses impulsionnelles issues du modèle SVAR estimé avec les séries stationnaires. Dans cette configuration, les séries initialement non stationnaires ont été différenciées afin d'obtenir des processus  $I(0)$ , à l'exception des ventes résidentielles, déjà stationnaires selon les tests de racine unitaire, et du taux directeur, conservé en niveau en raison de sa nature économique de série bornée et contrôlée. Le choc monétaire est identifié à partir de la position du taux directeur, ordonné en dernier dans la décomposition de Cholesky, ce qui implique l'absence de réaction contemporaine des autres variables au choc.

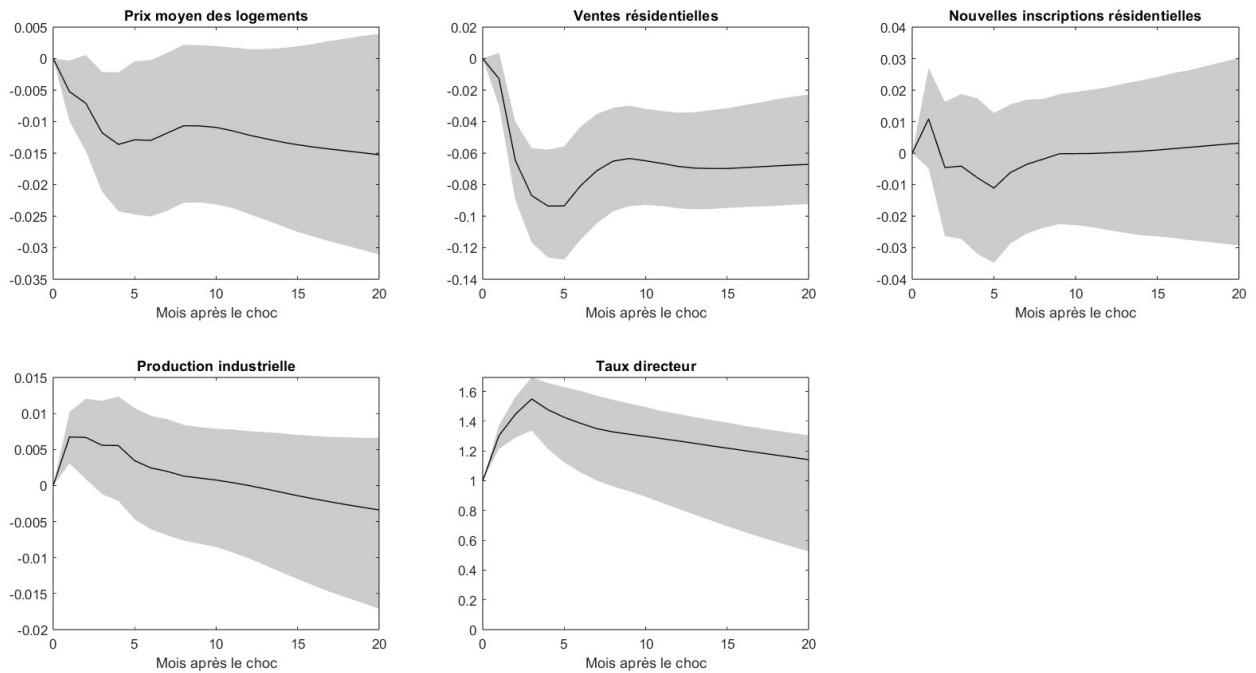
La figure 4.2 présente les fonctions de réponse impulsionnelle (IRF) calculées à partir des séries stationnaires. Les réponses sont exprimées dans l'unité de transformation propre à chaque variable, ce qui permet d'observer la dynamique immédiate des ajustements. Les intervalles de confiance à 90 % sont obtenus par bootstrap et permettent d'évaluer la significativité statistique : lorsque la bande de confiance recouvre zéro, la réponse n'est pas considérée comme significative.

Figure 4.2 Fonctions de réponse impulsionnelle suite à un choc de politique monétaire avec les séries stationnaires



Avec les réponses des séries stationnaires présentées dans le graphique 4.2, on observe une baisse initiale à la suite du choc de politique monétaire, suivie d'une stabilisation progressive à moyen terme pour les prix moyens des logements et les ventes résidentielles. Les nouvelles inscriptions résidentielles affichent également une contraction dans les premiers mois, avant un retour graduel vers leur tendance initiale. La production industrielle réagit plus brièvement et revient rapidement vers un niveau proche de zéro. Le taux directeur présente quant à lui une hausse immédiate, puis diminue graduellement, ce qui correspond à la dynamique habituelle d'un resserrement monétaire temporaire. Les intervalles de confiance à 90 % montrent que les effets sont principalement significatifs au début de l'horizon, ce qui limite leur portée au-delà du court terme.

Figure 4.3 Fonctions de réponse impulsionnelle suite à un choc de politique monétaire avec les séries transformées en niveau par somme cumulée



La figure 4.3 présente les mêmes réponses, mais reconstruites en niveau par cumul. Cette opération ne modifie pas la dynamique générale des ajustements : les trajectoires demeurent très proches de celles du modèle stationnaire. Les prix des logements, les ventes résidentielles et les inscriptions présentent une réponse négative initiale, suivie d'une stabilisation, tandis que le taux directeur conserve une réponse immédiate puis décroissante.

Dans l'ensemble, les deux représentations mènent aux mêmes conclusions : la réaction des prix et des ventes de logements demeure négative à court terme, les inscriptions résidentielles s'ajustent graduellement, la production industrielle montre une sensibilité plus limitée, et le taux directeur présente une dynamique conforme à un choc monétaire restrictif.

#### 4.1.3 Validation des réponses impulsionnelles avec séries stationnaires transformées en niveau

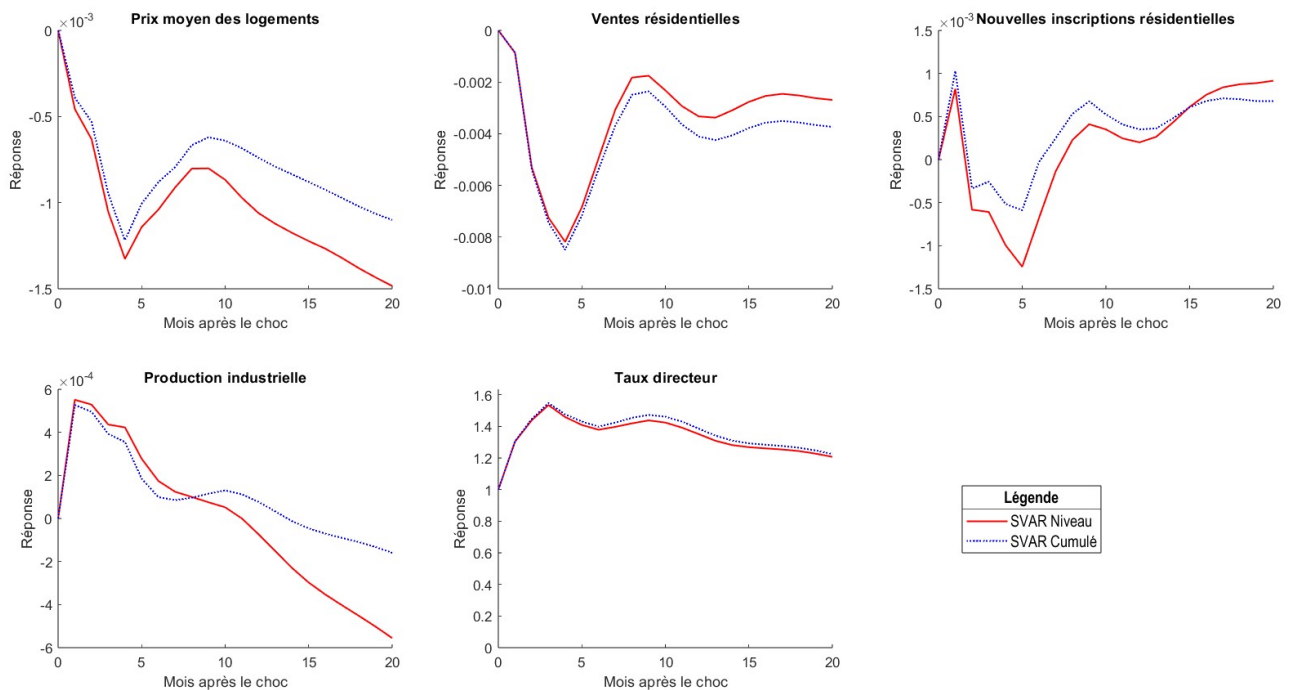
La figure 4.4 présente la comparaison entre ces réponses reconstruites et celles estimées directement à partir des séries en niveau, permettant ainsi d'évaluer la cohérence des dynamiques obtenues selon les

deux spécifications du modèle SVAR.

De manière générale, les dynamiques observées reproduisent étroitement celles du modèle estimé directement en niveau : baisse des prix moyens des logements et des ventes résidentielles après le choc, ajustement négatif initial des inscriptions et de la production industrielle, puis stabilisation graduelle, ainsi qu'un profil du taux directeur marqué par une hausse immédiate suivie d'un recul progressif. Les amplitudes, le sens des réponses et l'ordre des ajustements restent comparables, ce qui indique que la transformation cumulée ne modifie pas l'interprétation économique des résultats.

Ainsi, cette configuration n'apporte pas d'informations substantiellement nouvelles. Elle sert plutôt à confirmer que les conclusions du modèle en niveau demeurent robustes au traitement des séries temporelles. Dans la suite de l'analyse, la configuration en niveau est donc retenue comme base principale d'interprétation des effets d'un choc monétaire.

Figure 4.4 Comparaison des réponses impulsionnelles avec les deux(2) configurations du SVAR

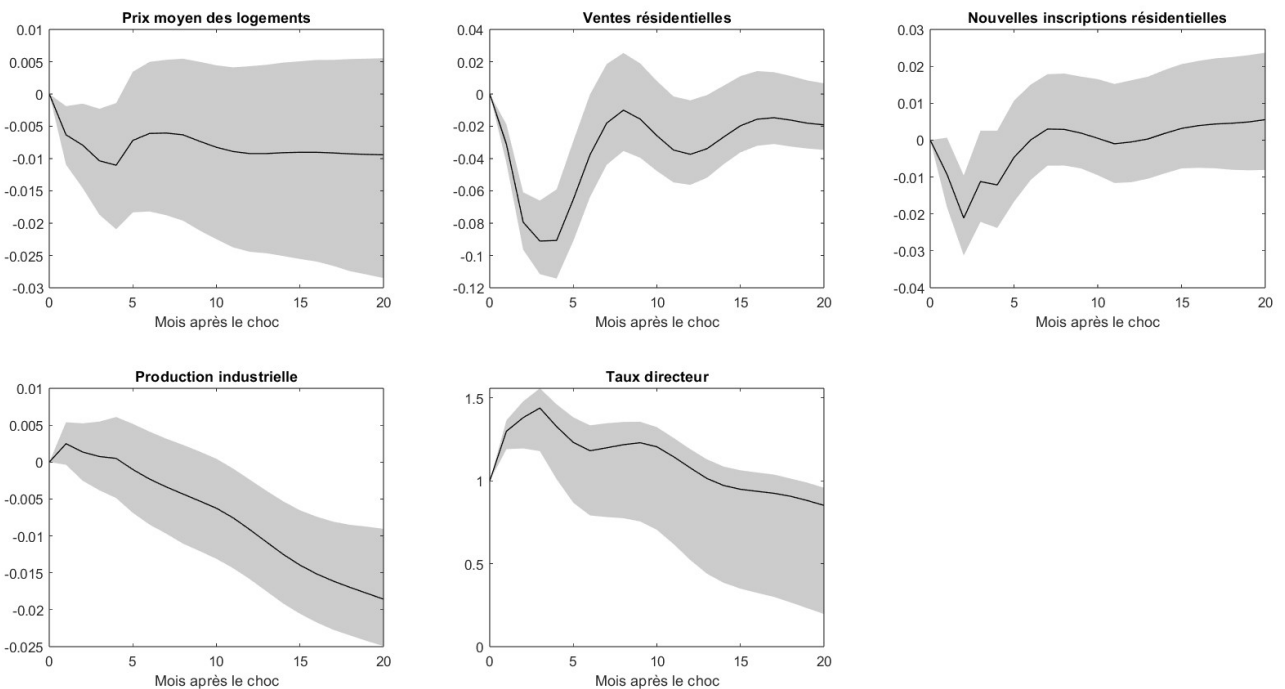


#### 4.1.4 Analyse de robustesse avant la pandémie de COVID-19

Cette analyse de robustesse repose sur la spécification principale du modèle SVAR estimé en niveau avec le taux directeur comme proxy des chocs monétaires. Elle vise à examiner l'influence potentielle des observations extrêmes associées à la pandémie de COVID-19 sur les principaux résultats du mémoire.

À cette fin, l'échantillon est restreint à la période précédant le quatrième trimestre de 2019, soit jusqu'au mois de septembre 2019 inclus. Les réponses impulsionnelles obtenues sont ensuite comparées à celles estimées sur l'ensemble de la période d'étude présentées précédemment dans la section consacrée au modèle SVAR en niveau avec le taux directeur.

Figure 4.5 Réponses impulsionnelles avant la pandémie de COVID-19



Les réponses impulsionnelles obtenues sur l'échantillon tronqué demeurent globalement cohérentes avec celles observées sur l'échantillon complet. Les ventes résidentielles continuent de présenter une forte sensibilité aux chocs de politique monétaire, tandis que les prix des logements réagissent de manière plus graduelle. Certaines différences d'amplitude apparaissent à certains horizons, ce qui suggère que les observations extrêmes associées à la pandémie ont pu accentuer certaines dynamiques de court terme. Malgré

ces écarts, les principaux mécanismes identifiés ainsi que les conclusions générales du modèle demeurent inchangés.

#### 4.2 Analyse des réponses impulsionnelles avec la série des chocs narratifs exogènes de Champagne et Sekkel (2018)

Cette section examine les réponses impulsionnelles à des chocs de politique monétaire identifiés à partir de la série narrative exogène de Champagne et Sekkel (2018), en considérant plusieurs configurations du SVAR afin d'évaluer la robustesse des résultats selon le traitement des données et l'ordre d'identification des chocs.

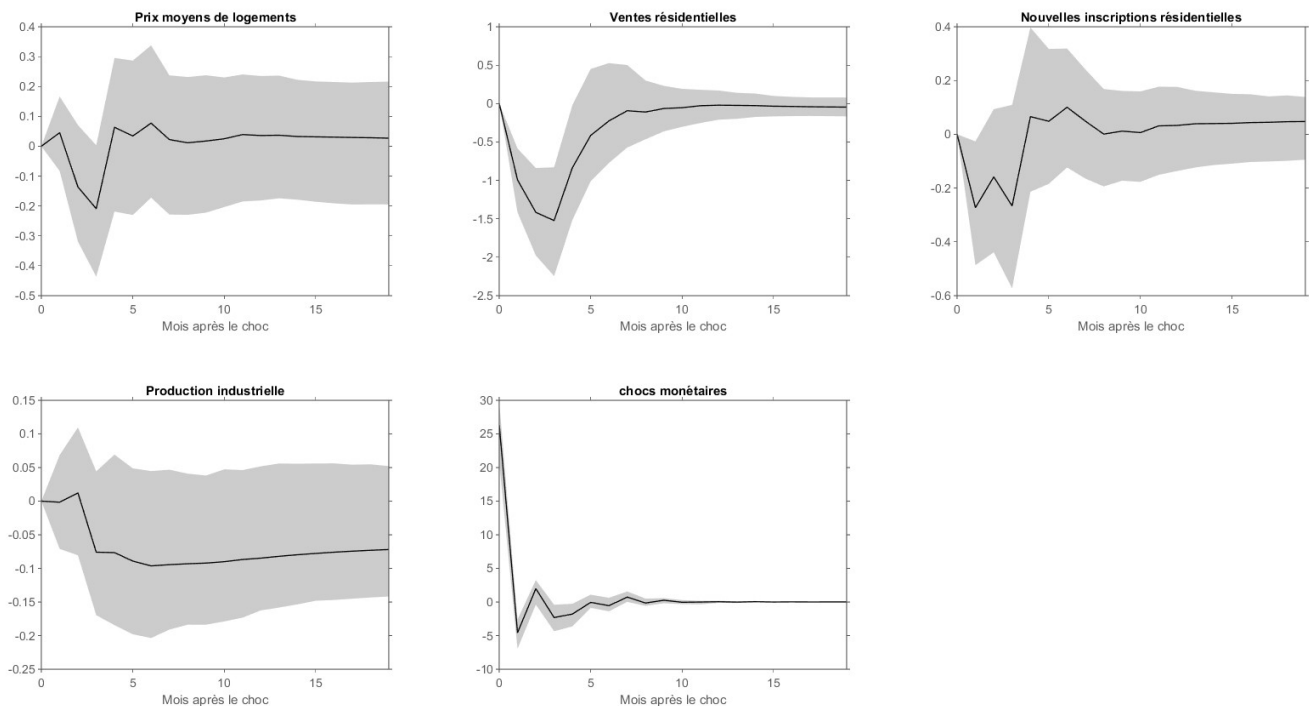
##### 4.2.1 Configuration avec les chocs narratifs exogènes de Champagne et Sekkel (2018) en dernière position dans le SVAR : cas des séries en niveau

L'analyse des réponses impulsionnelles des principales variables macroéconomiques et immobilières à des chocs de politique monétaire identifiés à partir de la série narrative exogène proposée par Champagne et Sekkel (2018) est menée dans le cadre de cette configuration. Le nombre de retards retenu dans l'estimation du modèle est fixé à quatre, conformément au critère d'information d'Akaike (AIC). Dans cette configuration, la série des chocs narratifs exogènes est placée en dernière position dans l'ordonnement du SVAR. Ce choix d'identification permet d'analyser la transmission des chocs monétaires lorsque ceux-ci sont traités comme des innovations résiduelles, après que les autres variables du modèle ont pu interagir contemporanément. Cette configuration est retenue afin d'assurer une comparabilité méthodologique directe avec les projections locales, lesquelles sont également estimées à partir de séries conservées en niveau. Les fonctions de réponse impulsionnelle correspondantes sont illustrées dans la figure 4.6.

L'analyse des réponses impulsionnelles révèle que les prix moyens des logements réagissent négativement immédiatement après le choc, avec une baisse marquée sur les premiers mois. Cette réponse est statistiquement significative sur les cinq à six premiers horizons, les intervalles de confiance excluant la valeur zéro sur cette période. Par la suite, la réponse se stabilise et devient non significative, ce qui limite l'interprétation aux dynamiques de court et de début de moyen terme.

Les ventes résidentielles affichent une contraction plus prononcée à l'impact du choc monétaire. La réponse est fortement négative et statistiquement significative jusqu'aux horizons 7 à 8, traduisant un ajustement

Figure 4.6 Réponses impulsionnelles aux chocs monétaires de Champagne et Sekkel (2018) : cas des séries en niveau



rapide et important des volumes de transactions immobilières à un resserrement monétaire exogène. À mesure que l'horizon s'allonge, la réponse converge vers zéro et perd sa significativité statistique.

Les nouvelles inscriptions résidentielles présentent également une réponse négative à court terme. La baisse est significative sur les premiers horizons, avant de s'atténuer progressivement. À partir des horizons intermédiaires, les intervalles de confiance englobent la valeur zéro, indiquant que l'effet devient non significatif au-delà du court terme.

La production industrielle réagit négativement de manière plus modérée. La réponse est principalement concentrée sur les premiers horizons et demeure faiblement significative à court terme, avant que l'élargissement des intervalles de confiance ne rende l'effet non significatif aux horizons intermédiaires.

Enfin, la réponse associée aux chocs monétaires est transitoire. Après une fluctuation initiale marquée, la dynamique converge rapidement vers zéro, ce qui est conforme à la nature exogène et non persistante de

la série narrative utilisée.

Dans l'ensemble, les réponses impulsionnelles indiquent que les effets des chocs monétaires narratifs sont essentiellement concentrés sur les horizons de court et de début de moyen terme, tandis que l'élargissement des intervalles de confiance aux horizons plus éloignés limite l'interprétation des dynamiques dans un modèle SVAR estimé en niveau.

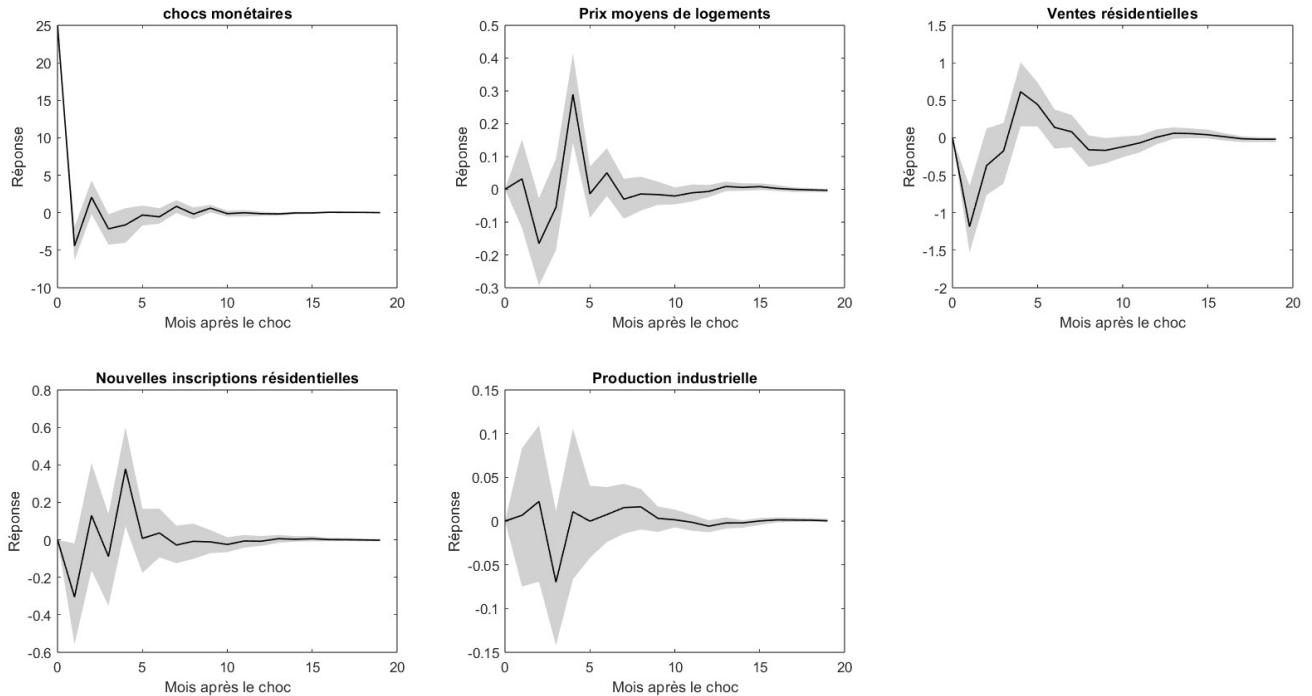
#### 4.2.2 Analyse des réponses impulsionnelles selon l'ordre d'identification des chocs narratifs exogènes de Champagne et Sekkel (2018)

Selon la position attribuée aux chocs monétaires dans l'ordonnancement causal des variables, les réponses impulsionnelles peuvent refléter des mécanismes de transmission différents. Cette section s'intéresse spécifiquement aux chocs monétaires narratifs exogènes de Champagne et Sekkel (2018) et poursuit un double objectif. Elle vise d'abord à évaluer si les effets dynamiques de la politique monétaire diffèrent selon que le choc est mesuré à partir du taux directeur ou à partir de la série narrative de Champagne et Sekkel (2018). Elle compare ensuite, pour ces chocs narratifs, deux configurations d'identification : la première les place en première position dans la décomposition de Cholesky, tandis que la seconde les positionne en dernière. Ce contraste méthodologique permet d'examiner dans quelle mesure le positionnement du choc influence la dynamique des réponses des variables du modèle.

Ce contraste méthodologique permet de distinguer deux logiques de transmission. D'un côté, une identification en première position implique que les chocs monétaires peuvent influencer immédiatement toutes les autres variables, sans subir d'effet direct provenant du système. Cette stratégie d'identification repose sur l'hypothèse que la série de chocs utilisée, soit celle construite par Champagne et Sekkel (2018) capte des innovations véritablement exogènes à la dynamique économique. Si ces auteurs ont correctement isolé les composantes non anticipées de la politique monétaire à partir des annonces de la Banque du Canada, alors ces chocs ne devraient pas être corrélés de manière contemporaine aux autres chocs du système. Dans ce cadre, leur position en tête de l'ordonnancement permet de préserver leur caractère exogène. À l'inverse, placer les chocs monétaires en dernière position revient à les traiter comme un ajustement résiduel, influencé par les innovations des autres variables. Cette configuration permet d'évaluer la robustesse des résultats obtenus avec l'identification en première position, en testant si les conclusions empiriques tiennent sous une hypothèse structurelle plus restrictive sur l'exogénéité des chocs.

#### 4.2.2.1 Configuration avec les chocs narratifs exogènes de Champagne et Sekkel (2018) en première position dans le SVAR avec les séries stationnaires

Figure 4.7 Fonctions de réponse impulsionnelle suite à un choc de politique monétaire en première position dans le SVAR



Le graphique 4.7 présente les réponses impulsionnelles des variables économiques lorsque les chocs narratifs exogènes de Champagne et Sekkel (2018) sont identifiés en première position dans le SVAR. Le nombre de retards utilisé est 4 selon l'AIC.

La réponse du choc monétaire lui-même montre une impulsion initiale marquée et statistiquement significative à l'impact, conformément à la normalisation imposée. Cette réponse décroît rapidement et converge vers zéro, indiquant l'absence d'effets persistants à long terme.

Les prix moyens des logements réagissent de manière modérée, avec une réponse significative sur certains horizons de court terme, avant que les intervalles de confiance n'englobent la valeur zéro aux horizons plus éloignés. Cette dynamique suggère un ajustement initial du marché immobilier à la suite du choc monétaire, suivi d'une dissipation progressive de l'effet. À moyen terme, l'impact demeure limité et statistiquement non significatif.

En revanche, les ventes résidentielles présentent une dynamique plus marquée. Une baisse significative survient immédiatement après le choc, suivie d'un rebond modéré vers le sixième mois, qui devient rapidement non significatif. Cette trajectoire reflète une forte sensibilité de la demande immobilière aux conditions de financement.

Les nouvelles inscriptions résidentielles affichent une réponse négative initiale, dont la significativité demeure faible et limitée à quelques horizons. Cette réaction est suivie de fluctuations autour de zéro, indiquant une dynamique peu marquée et cohérente avec les délais d'ajustement du côté de l'offre.

La production industrielle enregistre une légère contraction immédiate à la suite du choc monétaire. Toutefois, cette réponse n'est pas statistiquement significative aux seuils retenus et s'atténue rapidement, suggérant un impact transitoire et limité sur l'activité réelle.

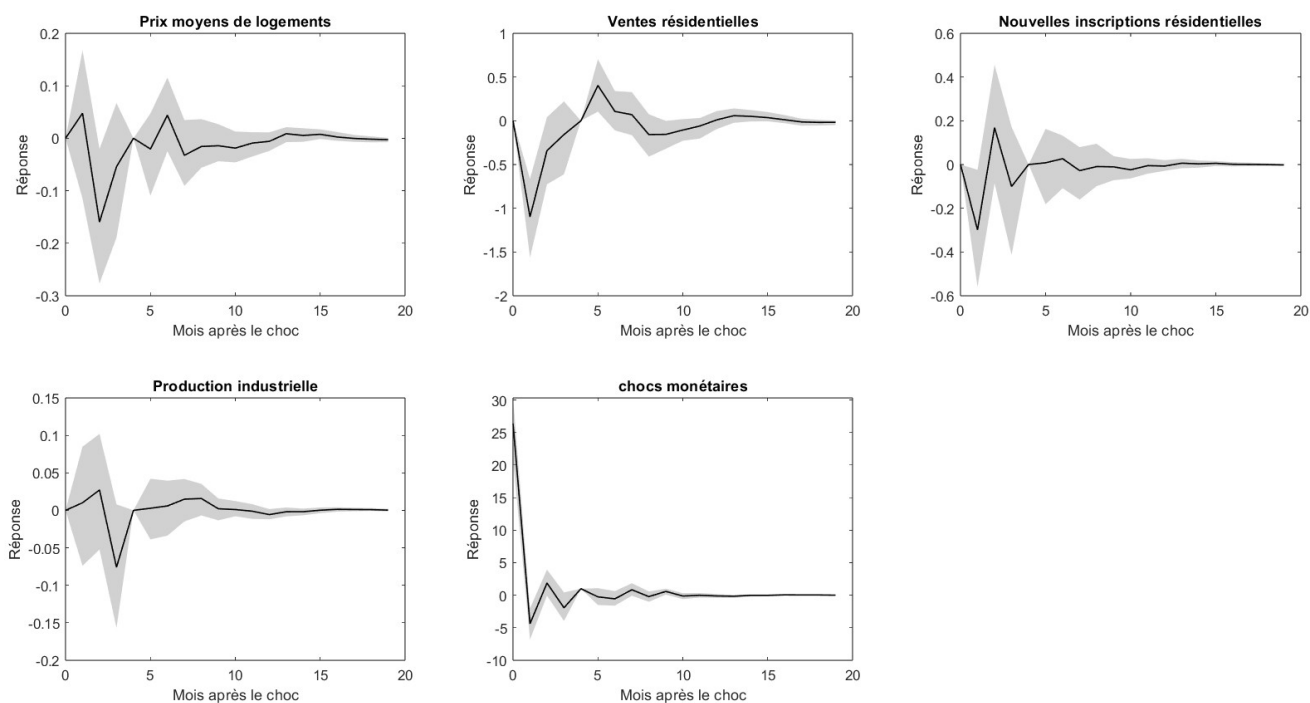
En somme, les résultats mettent en évidence une transmission hétérogène du choc monétaire. Les ventes résidentielles présentent une réaction rapide et statistiquement significative à court terme, tandis que les nouvelles inscriptions affichent une réponse plus modérée et faiblement significative. À l'inverse, les prix des logements et la production industrielle se caractérisent par une inertie marquée, avec des réponses généralement non significatives. Ces dynamiques suggèrent que les chocs narratifs de politique monétaire affectent principalement les volumes du marché immobilier à court et moyen terme.

En conclusion, ce graphique met en évidence une transmission différenciée du choc de politique monétaire lorsque celui-ci est identifié en première position dans le SVAR. Le marché immobilier, en particulier par le canal des volumes, apparaît plus sensible aux innovations monétaires que l'activité réelle, dont les ajustements sont plus limités et transitoires.

#### 4.2.2.2 Configuration avec les chocs narratifs exogènes en dernière position dans le SVAR : cas des séries stationnaires

Dans cette configuration, la série de chocs monétaires est placée en dernière position dans la décomposition de Cholesky. Cela implique que les autres variables peuvent réagir entre elles avant que le choc monétaire ne se manifeste, ce qui permet d'étudier une transmission indirecte des effets de la politique monétaire. Le nombre de retards utilisé est 4.

Figure 4.8 Fonctions de réponse impulsionnelle suite à un choc de politique monétaire en dernière position dans le SVAR



Le graphique 4.8 révèle des réponses différenciées selon les variables. Les prix moyens des logements présentent de faibles fluctuations autour de zéro, sans réponse statistiquement significative à l'horizon analysé. Cette inertie suggère que les ajustements des prix des logements sont lents, et que l'impact d'un choc monétaire devient difficile à détecter lorsqu'il est traité comme un résidu. Les ventes résidentielles montrent une baisse initiale marquée, suivie d'un rebond modéré. Toutefois, cette dynamique redevient rapidement non significative, avec des oscillations qui traduisent une instabilité passagère de la demande. Cette réponse, plus désordonnée que dans la configuration précédente, reflète l'influence atténuée d'un choc monétaire classé en dernière position.

Les nouvelles inscriptions résidentielles présentent une légère hausse à l'impact, suivie de fluctuations autour de zéro. Toutefois, cette réaction n'est pas statistiquement significative au-delà des tout premiers horizons, les intervalles de confiance englobant rapidement la valeur zéro. La dynamique observée suggère une réponse limitée et transitoire des inscriptions résidentielles au choc monétaire, sans effet persistant à moyen terme.

La production industrielle demeure proche de zéro sur l'ensemble de l'horizon considéré. Les intervalles de confiance englobent systématiquement la valeur zéro, indiquant l'absence de réponse statistiquement significative à la suite du choc monétaire. La dynamique estimée ne met donc pas en évidence d'effet mesurable du choc sur l'activité industrielle dans cette configuration.

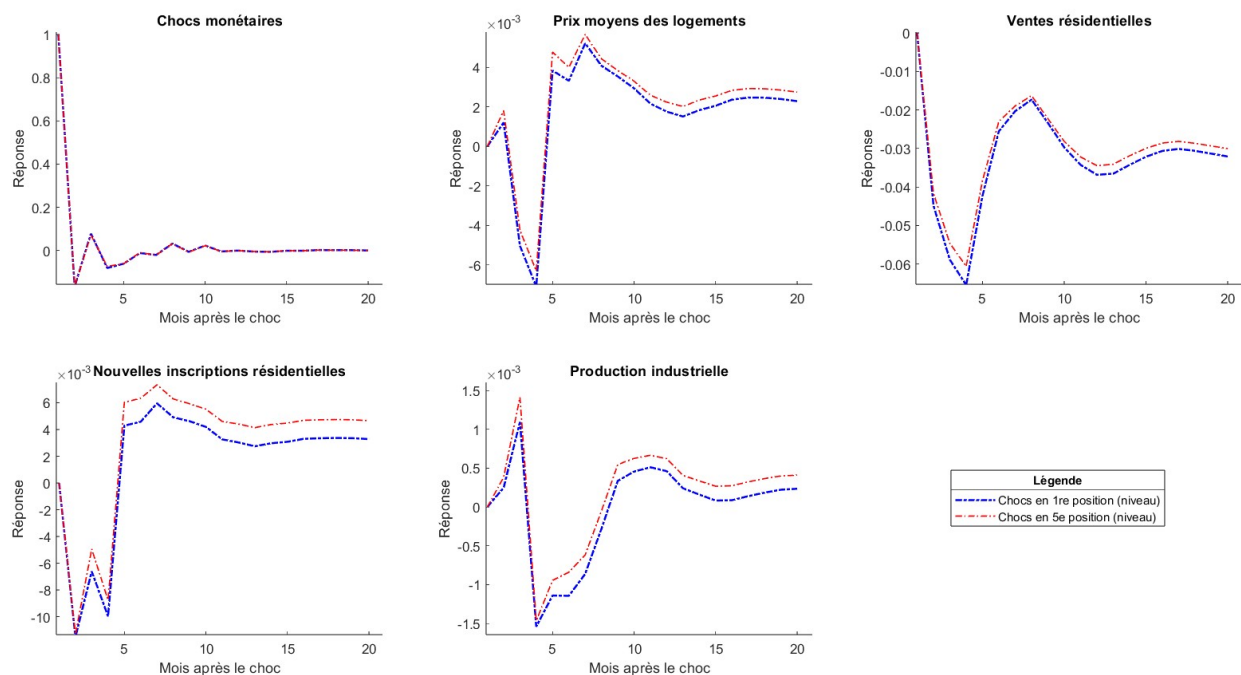
La réponse du choc monétaire présente une hausse à l'impact, suivie d'un retour rapide vers zéro, ce qui est conforme à la nature exogène et transitoire du choc identifié.

#### 4.2.3 Analyse comparative des réponses impulsionnelles selon l'ordre d'identification des chocs monétaires

Les résultats montrent que les réponses impulsionnelles sont très similaires, que les chocs monétaires soient placés en première ou en dernière position dans l'identification structurelle. La direction, l'amplitude et le profil des réponses demeurent presque identiques pour l'ensemble des variables économiques analysées, notamment les prix des logements, les ventes et inscriptions résidentielles, ainsi que la production industrielle. Comme l'illustre la figure 4.9, les trajectoires obtenues à partir des deux configurations se superposent dans la majorité des cas, ce qui indique une forte stabilité des dynamiques simulées.

Cette robustesse suggère que les effets de la politique monétaire mesurés à l'aide des chocs exogènes de Champagne et Sekkel (2018) ne sont pas sensibles au choix d'identification retenu dans le modèle SVAR. Le positionnement structurel des chocs n'altère ni l'interprétation économique des résultats ni la validité empirique du modèle.

Figure 4.9 Réponses impulsionnelles aux chocs monétaires selon les deux ordres d'identification

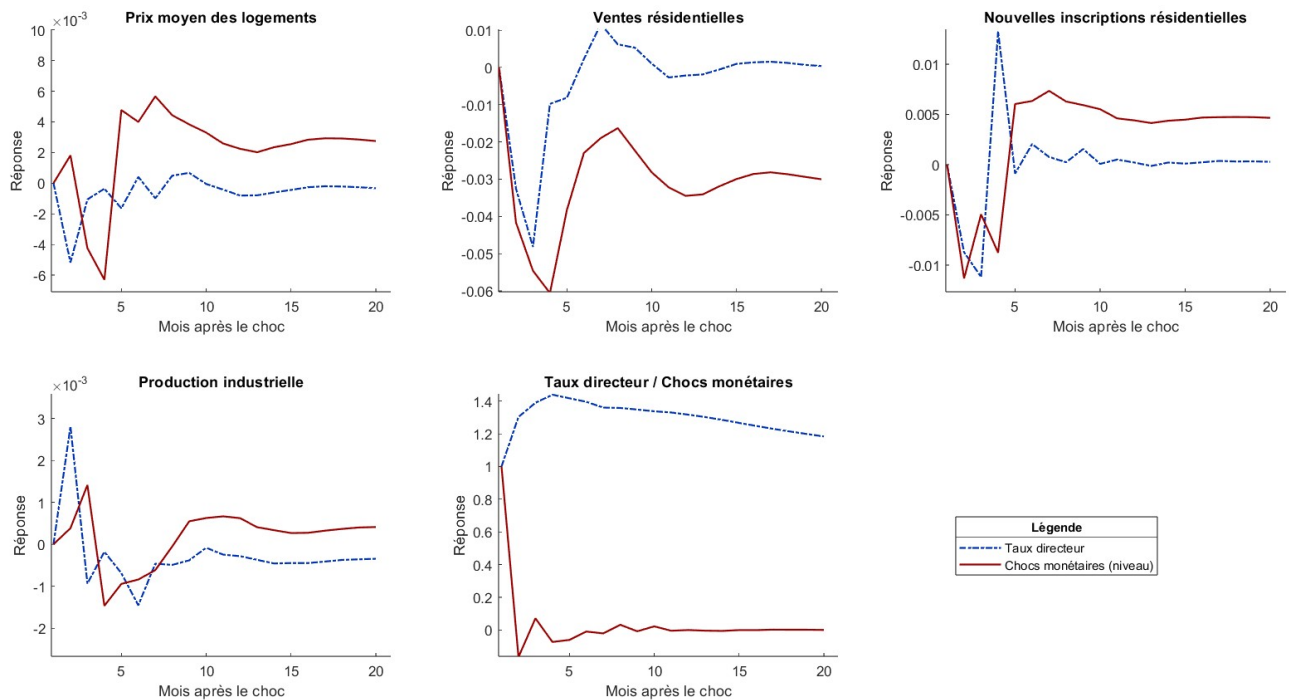


#### 4.2.4 Comparaison des réponses impulsionnelles avec les séries stationnaires : taux directeur et chocs de Champagne et Sekkel (2018)

Cette comparaison évalue les réponses impulsionnelles obtenues à partir du taux directeur et de celles issues des chocs narratifs de Champagne et Sekkel (2018) dans un SVAR estimé avec séries stationnaires. La figure 4.10 montre que les trajectoires issues des deux modèles sont globalement proches, avec des réactions similaires en direction et en profil temporel, tant pour les prix des logements que pour les ventes, les inscriptions résidentielles et la production industrielle.

Dans l'ensemble, les deux approches produisent des réponses cohérentes, bien que l'intensité des ajustements varie légèrement selon le choc utilisé. Le taux directeur génère des ajustements plus progressifs, alors que les chocs narratifs conduisent parfois à des réactions plus rapides à court terme. Toutefois, ces écarts restent limités et ne modifient pas l'interprétation économique générale. Cette stabilité indique que les mécanismes de transmission mis en évidence sont robustes au choix du choc monétaire et confirment que l'utilisation des séries stationnaires ne remet pas en cause les conclusions tirées précédemment.

Figure 4.10 Comparaison des réponses impulsionnelles avec les séries stationnaires : taux directeur et chocs narratifs de Champagne et Sekkel (2018)



### 4.3 Validation de la robustesse des résultats à l'aide des projections locales

L'analyse de robustesse repose sur l'utilisation des projections locales pour valider la robustesse des réponses impulsionnelles des variables d'intérêt issues du modèle SVAR avec séries en niveau. Ces variables incluent les prix moyens des logements, les ventes résidentielles, les nouvelles inscriptions résidentielles, la production industrielle, ainsi que les variables représentant les chocs monétaires. Deux configurations distinctes ont été appliquées dans cette analyse. La première utilise le taux directeur comme indicateur des chocs monétaires, permettant d'examiner les réponses économiques traditionnelles. La seconde remplace cette série par les chocs monétaires construits par Champagne et Sekkel (2018), une mesure plus précise et exogène, qui élimine les biais potentiels associés au recours exclusif au taux directeur.

Les projections locales, introduites par Jordà (2005), représentent une méthode flexible pour estimer les réponses impulsionnelles dans les séries temporelles. Contrairement aux modèles VAR classiques, elles permettent d'évaluer directement les effets dynamiques des chocs à différents horizons temporels, sans

imposer une structure paramétrique fixe sur l'ensemble de l'horizon d'estimation. Cette caractéristique les rend particulièrement adaptées pour tester la robustesse des résultats issus du modèle SVAR. Dans cette étude, les projections locales sont appliquées sur un horizon de 20 mois. Les figures comparatives utilisent un échantillon de 360 observations pour assurer l'homogénéité des résultats et la comparabilité des deux configurations. Toutefois, pour les analyses individuelles, les nombres d'observations diffèrent : le modèle avec le taux directeur utilise 435 observations tandis que celui avec les chocs monétaires narratifs en comporte 360.

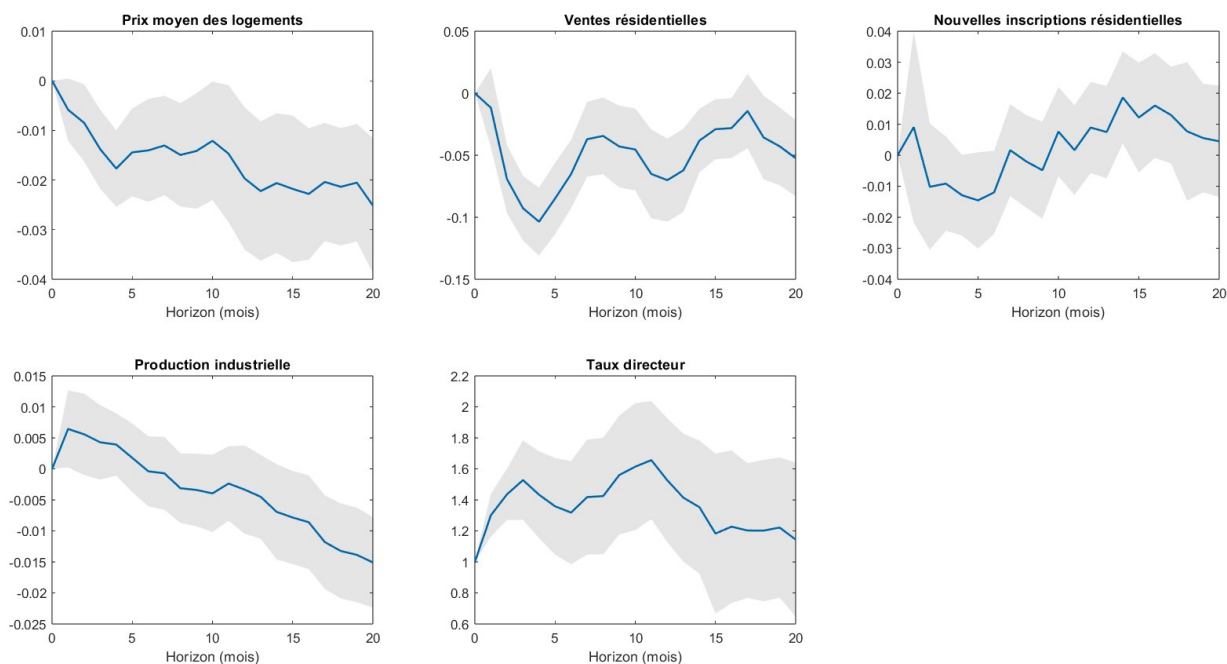
#### 4.3.1 Dynamique des chocs monétaires via le taux directeur

La figure 4.11 illustre les réponses impulsionnelles des variables économiques à un choc monétaire, calculées à l'aide des projections locales. Ces résultats sont accompagnés d'intervalles de confiance à 90 %, calculés à l'aide d'une correction HAC de Newey–West, permettant de prendre en compte la dépendance temporelle des résidus induite par la structure des projections locales, en particulier pour les horizons de projection élevés. L'estimation a été réalisée en utilisant un lag optimal de 6, déterminé à l'aide du critère d'information d'Akaike (AIC), et repose sur un échantillon de 435 observations, avec toutes les séries prises en niveau.

En premier lieu, les prix moyens des logements présentent une trajectoire caractérisée par une légère baisse dans les premiers mois suivant le choc monétaire. Cette diminution initiale, bien que modérée, devient significative à partir du troisième mois et se poursuit de manière progressive et persistante jusqu'à la fin de l'horizon d'analyse. Cette dynamique reflète un ajustement graduel des prix à des conditions financières plus restrictives. La significativité statistique de cette baisse sur une longue période suggère une réponse structurelle et non transitoire du marché immobilier. Elle peut s'expliquer notamment par les délais d'adaptation des agents économiques, les acheteurs ajustant lentement leurs comportements face à la montée des coûts du crédit. Ainsi, l'effet durable du resserrement monétaire sur les prix des logements indique une transmission lente mais robuste, affectant à la fois les décisions d'achat et la fixation des prix sur le marché.

En ce qui concerne les ventes résidentielles, les projections locales mettent en évidence une contraction immédiate à la suite du choc monétaire. La réponse devient rapidement significative et demeure négative sur une grande partie de l'horizon analysé, traduisant un ajustement rapide et marqué de la demande immobilière aux conditions financières plus restrictives. Cette dynamique confirme la forte sensibilité des

Figure 4.11 Réponses des variables au choc de politique monétaire à l'aide des projections locales



volumes de transactions aux variations du taux d'intérêt, les ménages ajustant rapidement leurs décisions d'achat face au resserrement monétaire.

S'agissant des nouvelles inscriptions résidentielles, la dynamique apparaît plus nuancée. Une légère hausse est observée aux tout premiers horizons suivant le choc monétaire, mais cette variation demeure de faible amplitude et n'est pas statistiquement significative. Cette phase initiale est suivie d'un mouvement de repli autour du milieu de l'horizon, avant que la trajectoire ne converge progressivement vers zéro. L'ensemble de la réponse reste contenu à l'intérieur des intervalles de confiance, ce qui indique que les ajustements observés ne peuvent être interprétés comme des effets robustes du choc monétaire. Cette évolution suggère que les décisions d'inscription réagissent de manière limitée et transitoire aux conditions monétaires, reflétant à la fois les délais d'ajustement du côté de l'offre et l'incertitude entourant l'évolution de la demande.

La production industrielle présente une réaction négative avec un léger décalage à la suite du choc monétaire. Après une phase initiale proche de zéro, une baisse progressive s'installe au fil des mois et devient statistiquement significative à partir de quelques horizons, avant de se maintenir sur une grande partie de

l'horizon analysé. Cette dynamique suggère une transmission graduelle du choc monétaire vers l'activité réelle, cohérente avec les délais d'ajustement de l'investissement et de la production face à un resserrement des conditions financières.

Enfin, le taux directeur affiche une réponse immédiate, significative dès le premier mois, conformément à la nature exogène du choc imposé dans le modèle. Il atteint un pic autour du sixième mois, puis se stabilise à un niveau élevé sans retour au niveau initial, témoignant d'une politique monétaire restrictive prolongée.

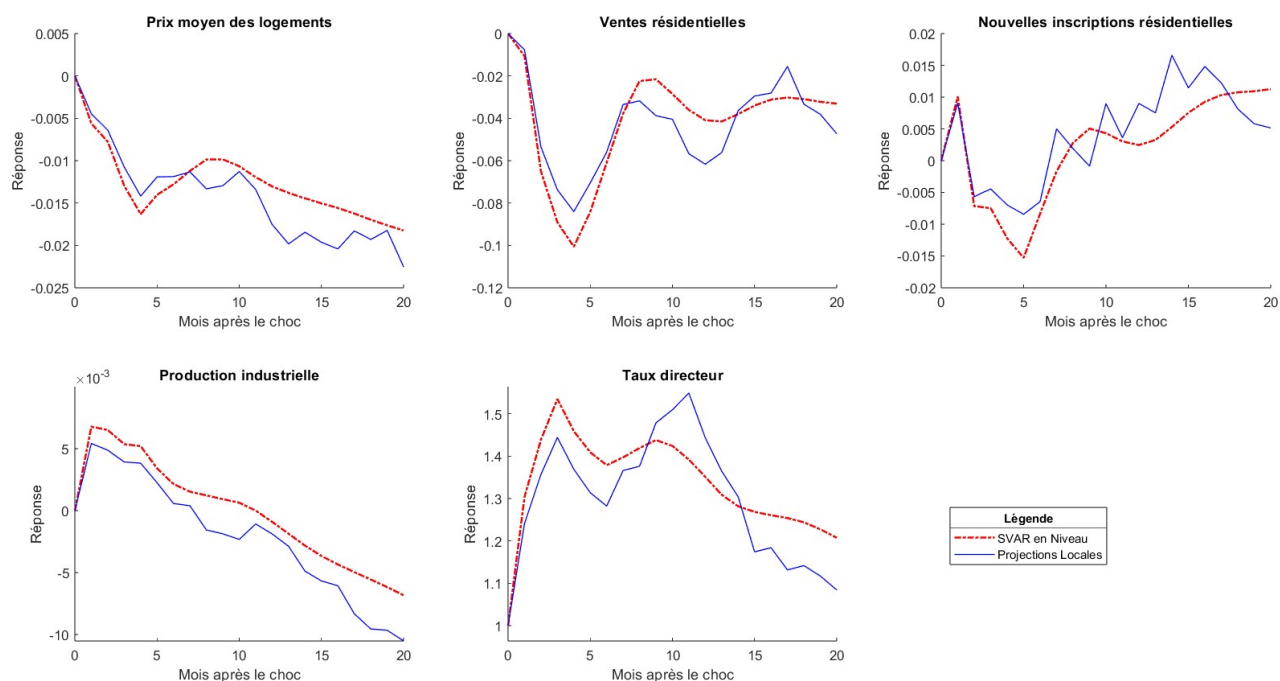
En résumé, les résultats obtenus révèlent des dynamiques globalement cohérentes avec les mécanismes classiques de transmission de la politique monétaire. La baisse des prix logements et des ventes résidentielles observée à certains horizons, de manière transitoire, ainsi que la réaction négative de la production industrielle avec un décalage temporel, illustrent l'impact différencié d'un resserrement monétaire sur les variables étudiées. En parallèle, les nouvelles inscriptions résidentielles témoignent d'ajustements du côté de l'offre, dont l'ampleur et la significativité demeurent plus limitées.

#### 4.3.2 Comparaison entre le SVAR en niveau et les projections locales : réponses au taux directeur

Cette section approfondit l'analyse des réponses impulsionnelles à un choc de politique monétaire identifié par le taux directeur, à travers deux approches distinctes : un modèle SVAR estimé en niveau, et la méthode des projections locales appliquée à un même ensemble de données macroéconomiques canadiennes. L'objectif est de comparer les trajectoires de réponse des principales variables économiques afin d'évaluer la robustesse des résultats empiriques selon la méthode retenue. Toutes ces séries sont exprimées en logarithme afin de faciliter l'interprétation des réponses en termes de variations relatives, et elles sont conservées en niveau pour préserver les relations dynamiques de long terme. Le taux directeur est positionné en dernière position du vecteur de variables dans les deux modèles, ce qui signifie que son choc est identifié après avoir contrôlé les effets contemporains des autres variables. Les réponses estimées sont présentées dans la figure 4.12, où l'on peut observer, pour chaque variable, les différences d'amplitude, de durée et de vitesse d'ajustement selon la nature du choc monétaire considéré.

Comparées aux résultats du SVAR en niveau, les projections locales révèlent des profils de réponse similaires, tant en termes de direction que d'ampleur. Les effets des chocs monétaires sur les prix des logements sont négatifs et persistants, avec une décroissance progressive qui atteint un creux autour du dixième mois, confirmant l'effet désinflationniste attendu. Les ventes résidentielles montrent une chute rapide et statisti-

Figure 4.12 Comparaison des réponses impulsionnelles des variables entre le SVAR en niveau et les projections locales : taux directeur



quement significative, ce qui traduit une forte sensibilité de la demande immobilière aux hausses de taux.

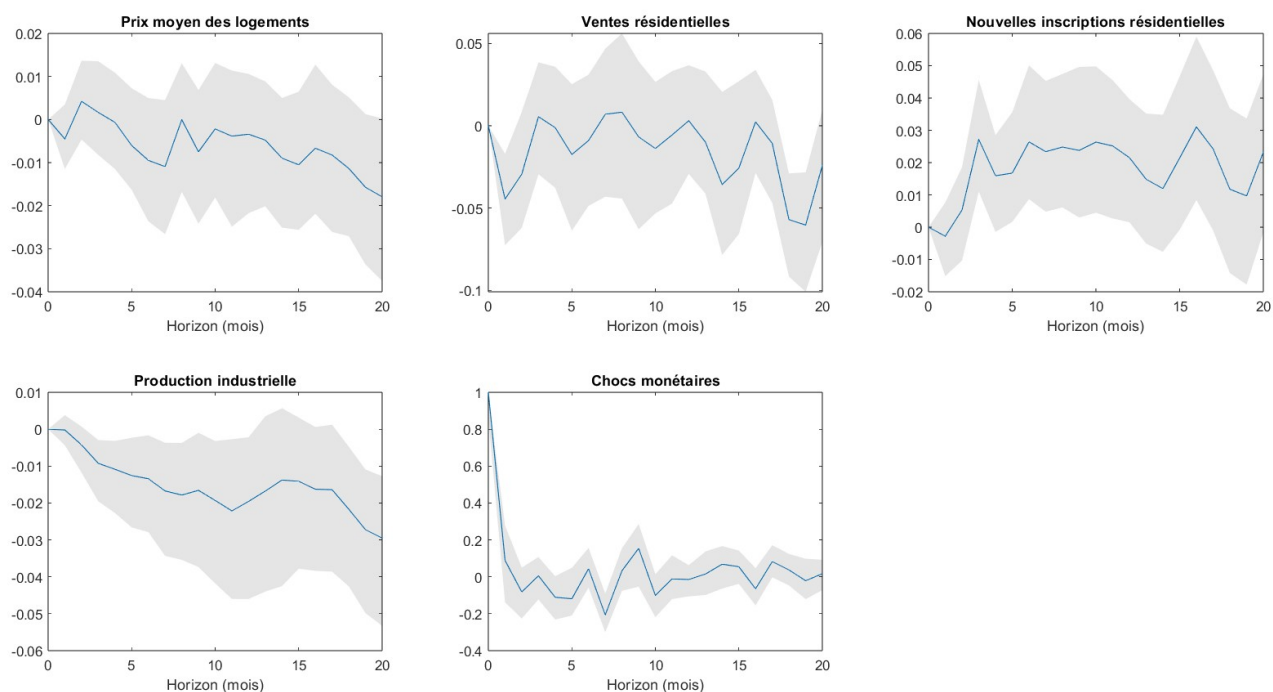
En résumé, les résultats obtenus à partir du modèle SVAR et des projections locales mènent à la même conclusion : une hausse du taux directeur provoque un ralentissement du marché immobilier et de l'activité économique réelle. Chaque variable analysée : prix moyen des logements, ventes résidentielles, nouvelles inscriptions, et production industrielle, montre une réponse négative après un choc de politique monétaire restrictif. La constance dans le sens des réponses, une baisse des indicateurs clés, donne confiance dans la validité empirique des effets identifiés. Cela suggère que les conclusions tirées sont solides, peu importe la méthode utilisée.

#### 4.3.3 Dynamique des chocs monétaires via la nouvelle série de chocs monétaires de Champagne et Sekkel (2018)

La figure 4.13 présente les réponses estimées par projections locales des variables à un choc de politique monétaire, sur un horizon de 20 mois. Dans une optique de comparabilité entre spécifications, le nombre

de retards est fixé à  $p = 6$  dans les projections locales (et dans les exercices de comparaison), même lorsque des critères d'information suggèrent un ordre légèrement différent selon la mesure du choc. Ce choix permet d'attribuer les écarts de réponses à l'identification du choc et à la méthode d'estimation plutôt qu'à une dynamique différente induite par  $p$ . De plus, l'interprétation s'appuie sur les bandes d'incertitude à 90% : une réponse est dite significative à un horizon donné lorsque l'intervalle de confiance n'englobe pas la valeur zéro.

Figure 4.13 Fonctions de réponse impulsionnelle suite à un choc de politique monétaire avec les séries de chocs narratifs exogènes de Champagne et Sekkel (2018) en niveau



Les prix moyens des logements affichent une réaction globalement négative, avec une légère fluctuation initiale, puis une baisse progressive qui se creuse vers la fin de l'horizon. Toutefois, les bandes d'incertitude demeurent relativement larges et recouvrent la valeur zéro à la plupart des horizons, ce qui invite à une lecture prudente : la dynamique suggère un effet baissier des chocs monétaires sur les prix, mais la significativité statistique n'apparaît pas robuste sur l'ensemble de la trajectoire.

Les ventes résidentielles présentent une réponse oscillatoire autour de zéro, alternant des baisses et de faibles reprises au fil des horizons. Les intervalles de confiance englobent la valeur nulle sur la quasi-totalité

de l'horizon, indiquant que, dans cette spécification en projections locales, l'effet du choc sur les ventes n'est pas identifié de manière statistiquement nette et demeure incertain.

Les nouvelles inscriptions résidentielles réagissent positivement après le choc et restent globalement au-dessus de zéro sur une large partie de l'horizon, avec une amplitude modérée. La significativité est concentrée, au mieux, sur certains horizons intermédiaires lorsque la borne inférieure de l'intervalle s'éloigne de zéro, mais l'incertitude augmente ensuite et limite l'interprétation aux horizons plus éloignés. Cette configuration suggère donc une réponse plutôt positive des inscriptions, mais dont la robustesse statistique varie selon l'horizon.

La production industrielle affiche une réponse négative et relativement persistante : la trajectoire décroît graduellement au cours des premiers mois, puis demeure en territoire négatif. Selon le graphique, la significativité statistique, lorsqu'elle apparaît, est davantage associée à des horizons non immédiats (après un certain décalage), tandis que les tout premiers mois restent plus incertains. L'ensemble est cohérent avec une transmission réelle qui peut opérer avec retard, mais dont l'ampleur doit être évaluée à la lumière des bandes d'incertitude.

Enfin, la réponse de la série de chocs monétaires présente un pic très marqué à l'impact, puis un retour rapide vers des valeurs proches de zéro avec de petites fluctuations. La significativité est essentiellement concentrée à l'horizon  $h = 0$ , ce qui est conforme à la construction du choc et à sa normalisation dans l'exercice.

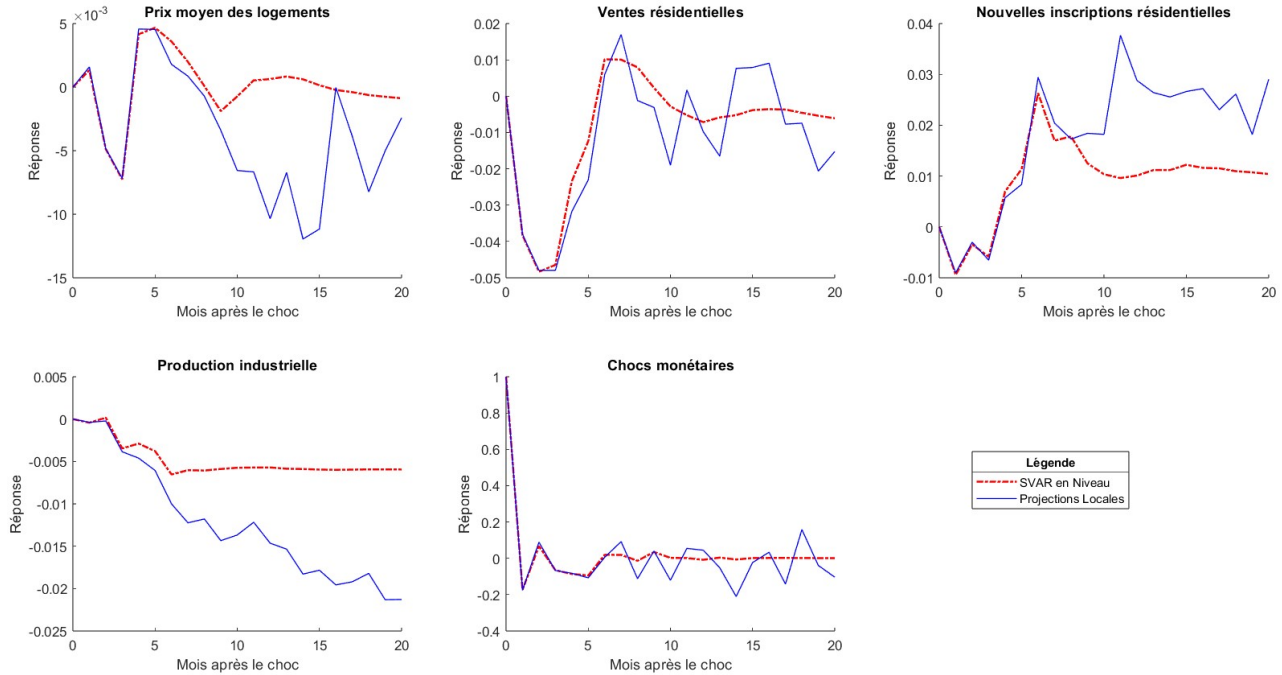
Dans l'ensemble, les projections locales mettent en évidence des effets hétérogènes : une baisse graduelle des prix et de la production industrielle, une réaction des ventes peu précisément identifiée, et une réponse plutôt positive des nouvelles inscriptions à certains horizons. Comme la précision varie fortement avec l'horizon, l'interprétation doit rester centrée sur les périodes où les intervalles de confiance permettent de trancher statistiquement.

#### 4.3.4 Comparaison entre le SVAR en niveau et les projections locales : réponses aux chocs narratifs de Champagne et Sekkel (2018)

La figure 4.14 compare les réponses impulsionnelles des principales variables économiques à un choc monétaire narratif exogène identifié à partir de la série de Champagne et Sekkel (2018), estimées à l'aide

du SVAR en niveau et de la méthode des projections locales.

Figure 4.14 Comparaison des réponses impulsionnelles des variables entre le SVAR en niveau et les projections locales : chocs narratifs exogènes



Pour les prix moyens des logements, les deux approches indiquent une réponse initiale négative à la suite du choc, suivie d'ajustements progressifs au fil de l'horizon. Le SVAR en niveau produit une trajectoire relativement lisse, tandis que les projections locales font apparaître des fluctuations plus marquées à moyen horizon. Malgré ces différences d'amplitude, les deux méthodes suggèrent une dynamique comparable à court terme, sans divergence systématique quant au signe de la réponse.

Les ventes résidentielles présentent une réaction plus prononcée dans les deux cadres d'estimation. Une contraction initiale est observée, suivie d'un redressement partiel. Les projections locales affichent des variations plus irrégulières au-delà des premiers horizons, alors que le SVAR en niveau suggère un ajustement plus graduel. Ces écarts reflètent principalement la plus grande flexibilité des projections locales dans la modélisation des réponses à moyen terme, plutôt qu'une divergence fondamentale dans les mécanismes de transmission identifiés.

En ce qui concerne les nouvelles inscriptions résidentielles, les trajectoires estimées par les deux méthodes sont proches aux premiers horizons, avec une réaction initiale suivie d'une stabilisation progressive. Les projections locales indiquent toutefois des oscillations plus persistantes, traduisant une incertitude accrue quant à l'ajustement du côté de l'offre immobilière, sans pour autant remettre en cause la dynamique générale mise en évidence par le SVAR.

La production industrielle réagit négativement dans les deux cadres, avec une réponse apparaissant étalée dans les projections locales que dans le SVAR en niveau. Cette différence reflète la capacité des projections locales à estimer séparément les réponses à chaque horizon, tandis que le SVAR impose une dynamique plus contrainte.

Enfin, la trajectoire du choc monétaire lui-même est très similaire dans les deux approches, en particulier aux premiers horizons, ce qui confirme la cohérence de l'identification du choc narratif exogène. Dans l'ensemble, malgré des différences d'amplitude et de régularité des trajectoires, les deux méthodes conduisent à des conclusions qualitativement proches, renforçant la robustesse des résultats empiriques.

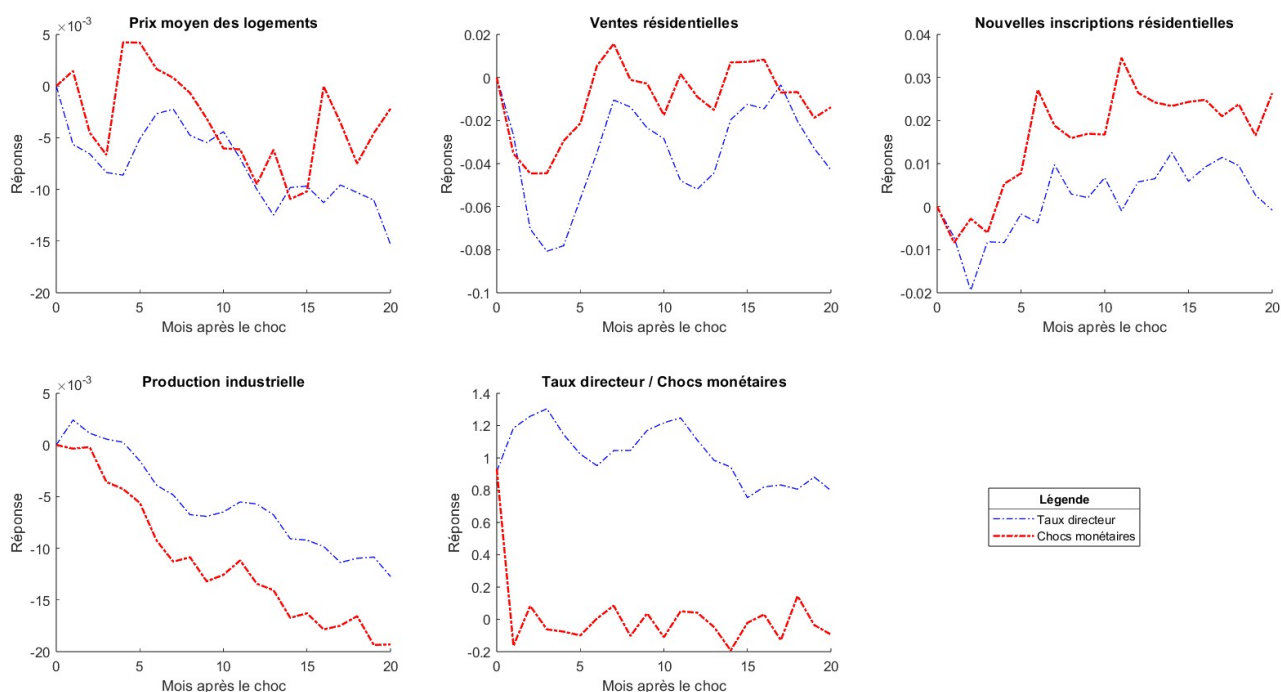
#### 4.3.5 Comparaison des projections locales : taux directeur vs chocs monétaires exogènes

Pour mieux comprendre la manière dont l'économie canadienne réagit à différents types de chocs monétaires, cette section propose une comparaison entre deux configurations basées sur la méthode des projections locales. Dans un premier cas, les chocs sont captés par le biais du taux directeur, représentant l'outil traditionnel de la politique monétaire. Dans l'autre, l'analyse repose sur une série de chocs exogènes développée par Champagne et Sekkel (2018), conçue pour isoler les composantes non anticipées de la politique monétaire. Ces deux approches permettent de distinguer les effets des décisions de politique monétaire anticipées par les agents économiques, de ceux des surprises réellement inattendues. Les deux modèles intègrent six retards optimaux, déterminés à l'aide du critère d'information d'Akaike(AIC), afin de saisir la dynamique des ajustements macroéconomiques à court et moyen terme, tout en évitant une surcharge paramétrique. Les variables analysées, notamment prix moyens des logements, ventes résidentielles, nouvelles inscriptions, production industrielle et variable monétaire, sont toutes transformées en logarithme pour que les résultats soient interprétables en termes de pourcentage de variation. Pour assurer une lecture rigoureuse et cohérente des résultats, une double normalisation a été appliquée. Premièrement, les chocs sont standardisés : ils sont divisés par leur écart-type, ce qui permet d'interpréter chaque réponse comme l'effet d'un choc d'amplitude typique. Deuxièmement, les trajectoires de réponse sont recalibrées de sorte

que la variable monétaire réponde initialement à son propre choc avec une amplitude égale à un. Cette étape garantit que les courbes obtenues sont toutes exprimées en réponse à un choc monétaire unitaire, facilitant ainsi la comparaison entre les deux configurations et entre les différentes variables analysées.

La figure 4.15 produite à partir des projections locales compare les effets de deux types de chocs de politique monétaire sur les principales variables macroéconomiques canadiennes : d'un côté, un choc lié au taux directeur de la Banque du Canada, représentant la réponse traditionnelle de la politique monétaire, et de l'autre, un choc monétaire exogène, identifié à partir de la méthode de Champagne et Sekkel (2018), qui capte des innovations monétaires non anticipées par les agents économiques.

Figure 4.15 Comparaison des réponses des variables par les projections locales : taux directeur vs chocs monétaires exogènes



La comparaison des réponses impulsionnelles révèle des dynamiques similaires dans la direction des effets, mais différenciées quant à leur ampleur et leur temporalité selon la nature du choc. Les deux configurations confirment que les ventes résidentielles réagissent négativement à un resserrement monétaire, mais le choc exogène entraîne une chute plus rapide et marquée à court terme, alors que la réponse au taux directeur est plus graduelle. Pour les prix moyens des logements, les deux approches indiquent une baisse, mais celle-ci est plus étalée dans le temps avec le taux directeur et plus concentrée au début avec les chocs

exogènes. Les nouvelles inscriptions, bien que globalement moins sensibles, affichent une réaction plus volatile et amplifiée dans le cas des chocs exogènes, suggérant une réactivité accrue de l'offre immobilière à des signaux inattendus.

La production industrielle diminue dans les deux cas, mais la trajectoire est plus régulière et persistante avec le taux directeur, tandis qu'elle est plus réactive avec les chocs exogènes. Enfin, les trajectoires des variables monétaires confirment la bonne calibration des chocs : le taux directeur suit une dynamique persistante, compatible avec une politique graduelle, alors que les chocs exogènes retournent rapidement à zéro, traduisant leur nature transitoire.

#### 4.3.6 Synthèse des comparaisons entre les deux configurations de projections locales

Dans l'ensemble, les réponses obtenues à partir du taux directeur se manifestent de manière plus graduelle et persistante, tandis que celles issues des chocs monétaires exogènes apparaissent plus immédiates, mais de courte durée. Les prix des logements et la production industrielle réagissent dans la même direction sous les deux configurations, avec une dynamique plus étalée lorsque le taux directeur est utilisé. En revanche, les ventes et les nouvelles inscriptions résidentielles réagissent plus fortement aux chocs exogènes, mais ces réponses sont moins souvent significatives dans les premiers mois, ce qui en limite la portée explicative. Ces différences révèlent une sensibilité variable des canaux de transmission selon la nature du choc appliqué.

L'analyse met en évidence que le taux directeur, en tant qu'instrument de politique monétaire anticipé, engendre des ajustements plus structurés dans le temps, bien que modérés. Les chocs exogènes, quant à eux, traduisent des surprises qui provoquent des réactions plus marquées à court terme, sans nécessairement s'ancrer dans la durée. La significativité restreinte de certaines réponses, notamment pour les variables immobilières, invite à interpréter ces résultats avec précaution. Ces constats soulignent l'utilité de mobiliser les deux configurations pour mieux cerner l'ampleur et la temporalité des effets monétaires sur les variables économiques canadiennes.

## CONCLUSION

Ce mémoire avait pour objectif d'analyser de manière approfondie les effets de la politique monétaire sur le marché immobilier canadien à partir d'une stratégie empirique combinant plusieurs configurations du modèle SVAR structurel et la méthode complémentaire des projections locales. En explorant systématiquement différents modes d'identification des chocs monétaires ainsi que plusieurs traitements statistiques des séries temporelles, ce travail a permis de documenter avec précision la manière dont les prix des logements, les ventes résidentielles, les nouvelles inscriptions et la production industrielle réagissent à des perturbations de politique monétaire.

La stratégie empirique adoptée repose d'abord sur deux configurations complémentaires du modèle SVAR utilisant le taux directeur de la Banque du Canada comme mesure conventionnelle de la politique monétaire. La première configuration consiste à estimer le modèle en niveau, afin de conserver les variables dans leur forme économique originale et de faciliter l'interprétation des réponses impulsionnelles. La seconde configuration s'appuie sur des séries rendues stationnaires à la suite des tests de racine unitaire, ce qui permet d'analyser plus précisément la dynamique immédiate des ajustements consécutifs à un choc monétaire. Afin de rendre ces réponses comparables à celles obtenues en niveau, les réponses issues du modèle estimé en différences ont été restituées en niveau par somme cumulée. Cette procédure permet d'exprimer les trajectoires comme des écarts de niveau, offrant ainsi une lecture économique cohérente des dynamiques observées. La comparaison entre ces deux configurations met en évidence une forte cohérence des résultats, ce qui renforce la robustesse des conclusions. Les chocs monétaires induisent une contraction rapide des ventes résidentielles, tandis que les prix des logements s'ajustent de manière plus graduelle et persistante.

Trois configurations supplémentaires du modèle SVAR ont ensuite été estimées en mobilisant les chocs monétaires narratifs exogènes proposés par Champagne et Sekkel (2018). La première configuration repose sur des séries conservées en niveau, les chocs étant placés en dernière position du vecteur structurel. Ce choix vise à assurer une cohérence méthodologique avec les projections locales estimées ultérieurement à partir de ces mêmes séries, facilitant ainsi la comparaison des dynamiques de réponse. La seconde configuration positionne les chocs narratifs en première position, traduisant explicitement leur caractère exogène par rapport aux conditions macroéconomiques contemporaines. Cette hypothèse d'identification repose sur l'idée que ces chocs, construits à partir d'informations qualitatives indépendantes de la conjoncture

immédiate, ne réagissent pas instantanément aux autres variables du système. À l'inverse, la troisième configuration place les chocs en dernière position, autorisant les variables macroéconomiques à exercer une influence contemporaine sur la mesure narrative du choc, ce qui permet d'évaluer la sensibilité des résultats aux hypothèses d'orthogonalité retenues. Dans ces deux dernières configurations, les séries ont été rendues stationnaires avant estimation, puis restituées en niveau par somme cumulée des réponses, afin de préserver l'interprétation économique des dynamiques de long terme et de permettre une comparaison directe avec les autres spécifications du modèle. Les résultats mettent en évidence une forte robustesse des réponses impulsionnelles, indépendamment de la position retenue pour les chocs narratifs, ce qui conforte leur validité empirique comme instrument exogène de politique monétaire. Les ventes résidentielles apparaissent comme la variable la plus sensible aux chocs monétaires, réagissant de manière rapide et prononcée, tandis que les prix des logements s'ajustent plus graduellement, conformément aux mécanismes d'inertie et de rigidités observés sur les marchés immobiliers.

Afin de valider la robustesse des résultats issus du SVAR, ce mémoire a également mobilisé la méthode des projections locales. Deux configurations ont été estimées, l'une reposant sur le taux directeur et l'autre sur les chocs narratifs exogènes. Cette approche permet d'estimer directement les réponses des variables à différents horizons sans imposer une dynamique commune sur l'ensemble du système. Les projections locales associées au taux directeur confirment la présence de réactions rapides de l'activité résidentielle et d'ajustements plus graduels des prix des logements. Celles fondées sur les chocs narratifs mettent en évidence des réponses plus abruptes, bien que généralement moins persistantes, ce qui illustre la forte sensibilité du marché immobilier canadien aux chocs monétaires inattendus.

La comparaison directe entre le modèle SVAR estimé en niveau et les projections locales, menée à partir d'un nombre commun de retards fixé à  $p = 6$  à des fins de comparabilité, met en évidence une forte convergence qualitative des résultats. Si les projections locales font apparaître des trajectoires plus irrégulières et une variabilité accrue à moyen horizon, le SVAR génère des réponses plus lisses et structurées. Ces différences relèvent principalement de la méthode d'estimation, les deux approches conduisant à des conclusions similaires quant au sens et au calendrier des ajustements consécutifs aux chocs monétaires.

La comparaison systématique entre les différentes approches constitue l'une des contributions centrales de ce mémoire. Les SVAR estimés avec le taux directeur produisent des réponses cohérentes en termes de direction et de persistance des effets. Les configurations fondées sur les chocs narratifs confirment ces

résultats en montrant que les chocs monétaires exogènes génèrent des effets plus immédiats, bien que parfois moins durables, que ceux associés aux variations du taux directeur, lesquelles intègrent à la fois des composantes anticipées et endogènes de la politique monétaire. Enfin, la comparaison entre SVAR et projections locales met en évidence une complémentarité claire entre les deux approches : les projections locales capturent plus finement les ajustements rapides, tandis que les SVAR permettent de caractériser des dynamiques plus lisses et structurelles.

Au-delà des contributions méthodologiques et empiriques, les résultats de ce mémoire présentent des implications importantes pour les décideurs publics et les institutions financières. Pour la Banque du Canada, ils confirment que la transmission de la politique monétaire vers le marché immobilier s'opère rapidement par le canal des volumes, faisant de ces derniers un indicateur précoce de tension lors des cycles de resserrement. Pour les prêteurs hypothécaires, l'analyse souligne l'importance d'intégrer la sensibilité des ménages au coût du crédit dans l'évaluation du risque, en particulier dans un contexte d'endettement élevé. Les gouvernements provinciaux et municipaux peuvent également s'appuyer sur ces résultats pour adapter leurs politiques de logement, en tenant compte du fait que les prix réagissent plus lentement que les volumes, ce qui peut justifier des interventions ciblées en matière d'accessibilité résidentielle. Enfin, les autorités macroprudentielles disposent d'un éclairage utile sur l'articulation entre politique monétaire et stabilité financière, notamment en ce qui concerne la gestion des cycles de crédit.

L'ensemble des résultats montre que le marché immobilier canadien est fortement sensible à la politique monétaire, en particulier aux variations du taux directeur. Les ventes résidentielles constituent la variable la plus réactive, suivies des nouvelles inscriptions, tandis que les prix des logements réagissent avec un délai plus marqué. Les effets observés sur la production industrielle confirment l'existence d'un canal réel de transmission monétaire. Les chocs narratifs, en tant que mesures exogènes de la politique monétaire, permettent par ailleurs de mieux isoler les effets non anticipés sur l'économie.

Comme tout exercice empirique, ce travail comporte certaines limites. L'analyse repose sur des données agrégées à l'échelle nationale et ne tient pas compte des disparités régionales du marché immobilier canadien. De plus, certains facteurs structurels, tels que les politiques macroprudentielles ou les caractéristiques spécifiques des contrats hypothécaires, n'ont pas été explicitement intégrés. Enfin, les effets potentiellement asymétriques ou non linéaires des chocs monétaires ne sont pas pleinement capturés par les modèles utilisés.

Plusieurs pistes de recherche peuvent ainsi être envisagées. Une première consisterait à explorer les dynamiques régionales afin de mieux comprendre l'hétérogénéité des réactions entre marchés urbains et périphériques. Une autre extension possible serait l'intégration de données microéconomiques portant sur les ménages, les conditions hypothécaires ou les profils de refinancement. Enfin, l'analyse des interactions entre politiques monétaires et macroprudentielles constitue une voie prometteuse, en particulier dans un contexte de tensions persistantes sur le marché immobilier.

En somme, ce mémoire montre que la politique monétaire constitue un déterminant central des dynamiques immobilières au Canada et que sa transmission repose sur des mécanismes rapides pour les volumes et plus lents pour les prix. En mobilisant plusieurs cadres économétriques, différentes formes d'identification et des stratégies de validation complémentaires, ce travail confirme la robustesse de ces relations et offre un cadre empirique solide pour de futures analyses.

## BIBLIOGRAPHIE

- Andrle, M. et Plašil, M. (2019). *Assessing House Prices in Canada : Borrowing Capacity and Investment Approach*. Rapport technique IMF Working Paper 19/248, International Monetary Fund
- Banque du Canada. (2022). *Monetary Policy Report*. Récupéré de <https://www.bankofcanada.ca/publications/mpr/>
- Banque du Canada (2023). *Revue du système financier*. Rapport technique, Banque du Canada
- Bernanke, B. S. (2010). The economic outlook and monetary policy. Speech presented at the Jackson Hole Economic Symposium. Federal Reserve Bank of Kansas City. Récupéré de <https://www.federalreserve.gov/newsevents/speech/bernanke20100827a.htm>
- Bernanke, B. S. et Gertler, M. (1995). Inside the black box : the credit channel of monetary policy transmission. *Journal of Economic perspectives*, 9(4), 27–48.
- Brave, S. A., Kronick, J. et Lopez, J. A. (2020). Calibrating macroprudential policies for the canadian mortgage market. *CD Howe Institute Commentary*, 570.
- Canada Mortgage and Housing Corporation (2023). L'offre de logements au canada : Défis structurels et solutions. Récupéré de <https://www.cmhc-schl.gc.ca>
- Case, K. E. et Shiller, R. J. (2003). Is there a bubble in the housing market? *Brookings papers on economic activity*, 2003(2), 299–362.
- Champagne, J. et Sekkel, R. (2018). Changes in monetary regimes and the identification of monetary policy shocks : Narrative evidence from canada. *Journal of Monetary Economics*, 99, 72–87.
- Diaz, A. et Jerez, B. (2013). House prices, sales, and time on the market : A search-theoretic framework. *International Economic Review*, 54(3), 837–872. <http://dx.doi.org/10.1111/iere.12019>
- Gertler, M. et Kiyotaki, N. (2010). Financial intermediation and credit policy in business cycle analysis. *Handbook of Monetary Economics*, 3, 547–599. <http://dx.doi.org/10.1016/B978-0-444-53238-1.00011-9>
- Gorea, D., Kryvtsov, O. et Kudlyak, M. (2022). *House price responses to monetary policy surprises : Evidence from the US listings data*. Document de travail 22-07, Federal Reserve Bank of Richmond
- Grigoryeva, I. (2017). *Going Through the 'Roof' : Spatial Price Diffusion and the Ripple Effect in the Vancouver Housing Market*. (Phd thesis). The University of British Columbia. Récupéré de <https://open.library.ubc.ca/soa/cIRcle/collections/ubctheses/24/items/1.0355265>
- Hilber, C. A. L. et Vermeulen, W. (2016). The impact of supply constraints on house prices in england. *The Economic Journal*, 126(591), 358–405. <http://dx.doi.org/10.1111/ecoj.12213>
- Iacoviello, M. (2005). House prices, borrowing constraints, and monetary policy in the business cycle. *American Economic Review*, 95(3), 739–764.
- Johansen, S. (1991). Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vector autoregressive models. *Econometrica*, 59(6), 1551–1580. <http://dx.doi.org/10.2307/2938278>

- Jordà, Ò. (2005). Estimation and inference of impulse responses by local projections. *American Economic Review*, 95(1), 161–182. <http://dx.doi.org/10.1257/0002828053828518>
- Leamer, E. E. (2007). Housing is the business cycle. *NBER Working Paper No. 13428*. Récupéré de <https://www.nber.org/papers/w13428>
- Lunsford, K. G. (2016). *Monetary Policy, Residential Investment and Search Frictions : An Empirical and Theoretical Synthesis*. Working Paper 16-07, Federal Reserve Bank of Cleveland
- Lütkepohl, H. (2005). *New introduction to multiple time series analysis*. Berlin, Germany : Springer. Voir p. 146 pour la sélection du nombre de retards (AIC).
- Mian, A. et Sufi, A. (2010). Household leverage and the recession of 2007 to 2009. *IMF Economic Review*, 58(1), 74–117. <http://dx.doi.org/10.1057/imfer.2010.2>
- Mishkin, F. S. (2007). Housing and the monetary transmission mechanism.
- Nsafoah, D. et Dery, C. (2024). Effect of conventional and unconventional monetary policy shocks on housing prices in canada. *Journal of Housing Economics*, 64, 101993.
- Rahal, E. (2024). The impact of unconventional monetary policies on housing markets : An international perspective. *Journal of Housing Economics*, 54, 101–120. <http://dx.doi.org/10.1016/j.jhe.2023.101235>
- Romer, C. D. et Romer, D. H. (2004). A new measure of monetary shocks : Derivation and implications. *American Economic Review*, 94(4), 1055–1084.
- Sims, C. A. (1980). Macroeconomics and reality. *Econometrica*, 48(1), 1–48.
- Sims, C. A., Stock, J. H. et Watson, M. W. (1990). Inference in linear time series models with some unit roots. *Econometrica*, 58(1), 113–144. <http://dx.doi.org/10.2307/2938337>
- Statistique Canada (2023). Profil démographique des régions métropolitaines. Récupéré de <https://www.statcan.gc.ca>