

HEC Montréal

**Analyse empirique de la richesse immobilière et son effet
sur la consommation au Canada**

Par

Simon Petel Nicol

Sciences de la gestion

Économie Appliquée

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

Décembre 2017

©Simon Petel Nicol, 2017

REMERCIEMENTS

Je souhaiterais prendre un moment afin de remercier l'ensemble des professeurs qui m'ont enseigné et communiqué leur passion pour l'économie lors de mon passage à HEC Montréal. Je tiens à remercier particulièrement mon directeur, Nicolas Vincent, qui m'a offert une aide précieuse dans l'élaboration de ce long projet. Sa grande disponibilité ainsi que ses conseils m'ont permis d'éviter et de surmonter bon nombres d'obstacles. Je tiens également à remercier Marie Allard pour l'aide qu'elle m'a offerte dans mon application à la M.Sc et tout au long du programme.

Bien que seul mon nom soit inscrit sur ce mémoire, ce travail c'est aussi celui de mes parents, Diane et Robert. Je suis extrêmement reconnaissant du support, tant monétaire qu'émotif, qu'ils m'ont apporté au cours des dernières années. Leur aide et leur dévouement m'ont permis d'accomplir de grandes choses sur le plan académique et professionnel, et pour cela je ne les remercierai jamais assez.

Je tiens à remercier ma conjointe, Christina, qui m'a accompagné et soutenu au quotidien, et qui a partagé avec moi les hauts et les bas qu'apportent la rédaction d'un mémoire. Sa présence à mes côtés a été une grande source de réconfort.

Finalement je voudrais remercier tous mes amis et collègues pour leurs conseils et encouragements et sans qui mon parcours universitaire n'aurait pas été le même.

SOMMAIRE

En utilisant des vecteurs autorégressifs (VAR) ainsi que des vecteurs autorégressifs enrichis de panels (PVAR), ce mémoire analyse l'impact par province d'un choc de la richesse immobilière sur le niveau de consommation des ménages. À titre d'indicateur de la consommation, nous utilisons les ventes au détail. Ayant accès à certaines sous-catégories des ventes au détail cette étude examine également la réponse de la consommation par type de biens.

Nos résultats démontrent qu'un choc entraînant une hausse de la richesse immobilière a un effet positif temporaire sur le niveau de consommation des ménages. Qui plus est, l'effet richesse se manifeste davantage dans les catégories de biens durables (véhicules, matériel de construction, meubles et appareils électroniques) que dans les catégories de biens semi et non-durables (vêtements et accessoires, produits de santé et nourriture). L'effet est le plus fort au cours des 10 premiers mois puis s'estompe graduellement après une période d'environ 20 à 30 mois. Finalement, la réponse de la consommation aux chocs de richesses semble plus intense pour les provinces de l'ouest, provinces qui ont également connu les plus grandes augmentations du prix des maisons avant la crise de 2008.

TABLE DES MATIÈRES

I INTRODUCTION.....	1
II REVUE DE LA LITTÉRATURE.....	6
2.1 Marché Boursier – Effet Richesse.....	7
2.2 Marché Immobilier – Effet Richesse.....	9
2.3 Vecteurs Autorégressifs.....	13
2.4 Vecteurs Autorégressifs Enrichis de Panels.....	14
III DONNÉES.....	16
3.1 Variable expliquée.....	16
3.2 Variables d'intérêts.....	17
3.3 Variables de contrôle.....	19
3.4 Description des statistiques.....	21
IV MÉTHODOLOGIE.....	27
4.1 Vecteur autorégressif.....	27
4.2 Vecteur autorégressif appliqué à des données de panel.....	31
4.3 Transformation des séries et stationnarité.....	32
4.4 Structure du modèle.....	34
V MODÈLE.....	36
5.1 Ordonnancement et hypothèses.....	37
5.2 Ventes au détail totales.....	38
5.3 Sous-catégories des ventes au détail.....	40
5.4 Prix du pétrole.....	40
VI RÉSULTATS.....	42
6.1 Réponse des ventes au détail totales.....	42
6.2 Test de robustesse.....	46
6.3 Réponses des sous-catégories des ventes au détail.....	48
VII CONCLUSION.....	52
BIBLIOGRAPHIE.....	54
ANNEXE.....	57

SECTION I

INTRODUCTION

La richesse immobilière (résidentielle) dans un pays, une province ou une ville représente la somme de la valeur des actifs immobiliers (résidentiels) répartis sur son territoire. Pour le ménage moyen canadien, les actifs immobiliers sont la source la plus importante de richesse. Selon l'enquête sur la sécurité financière effectuée par Statistique Canada sur la composition de l'actif et de la dette détenue par l'ensemble des unités familiales canadiennes, les actifs immobiliers ont augmenté de 143% entre 1999 et 2012. Ils sont passés de 38% de l'actif total en 1999 à 42% en 2005 à 44% en 2012. Le tableau 1 illustre l'évolution des actifs détenus par les ménages canadiens entre 1999 et 2012. L'augmentation de la part des actifs immobiliers

Tableau 1

Composition de l'actif détenu par l'ensemble des unités familiales au Canada

	1999	2005	2012
Actif total	4,489,109	6,395,134	9,410,656
Dans les régimes de pension privés	1,309,523	1,856,089	2,829,705
	29%	29%	30%
Hors des régimes de pension privés	554,126	664,900	1,047,214
	12%	10%	11%
Actifs non financiers - Immobilier	1,721,834	2,684,776	4,186,037
	38%	42%	44%
Actifs non financiers - Véhicules	161,343	194,726	245,520
	4%	3%	3%
Capitaux propres dans l'entreprise	448,863	670,859	789,158
	10%	10%	8%
Autres actifs non financiers	293,420	323,785	313,023
	7%	5%	3%

En millions de dollars CAD constants de 2012

Les chiffres en gras représentent le pourcentage de l'actif total

Source: Statistique Canada

peut être causée soit par une hausse de la valeur des actifs ou par une plus grande quantité de ces actifs détenue par les ménages canadiens. La dominance des actifs immobiliers dans la composition de la richesse des ménages n'est pas unique au Canada. C'est également le cas pour les États-Unis et pour le Royaume-Uni, entre autres.

La hausse significative des actifs immobiliers détenus par les ménages canadiens depuis 1999 est principalement attribuable à un facteur clé : l'envolée du prix des maisons. Au Canada, depuis le début des années 2000, l'indice national du prix des nouvelles maisons s'est accru d'environ 70%. L'augmentation du prix de ces actifs représente pour un ménage propriétaire un gain en équité non réalisé. Supposons qu'un ménage devient propriétaire à la période T en achetant une maison d'une valeur de 400 000\$ et en y mettant au départ 100 000\$ d'équité. Il aura alors une hypothèque de 300 000\$. Supposons maintenant qu'une journée plus tard, à la période T+1, ce ménage voit la valeur de sa maison passer de 400 000\$ à 500 000\$. S'il vend sa demeure, il réalisera un gain en équité de 100 000\$: $500\,000\$_{(\text{maison})} - 300\,000\$_{(\text{hypothèque})} = 200\,000\$_{(\text{gain})}$ d'équité, alors qu'il en avait mis seulement 100 000\$ au départ. La connaissance de ce gain non réalisé est susceptible de créer chez le consommateur un effet de richesse, comme ce serait le cas avec des gains non réalisés sur des actions ou autres actifs financiers. Se considérant plus riche, le consommateur pourrait être porté à diminuer son épargne au profit de sa consommation. Il pourrait également vendre sa propriété afin de pouvoir consommer son gain. Sans nécessairement devoir vendre sa demeure pour récolter son profit, le ménage pourrait aussi utiliser une ligne de crédit hypothécaire (LCH) ou refinancer son hypothèque pour augmenter la valeur de son prêt initial. Dans ces deux derniers scénarios, la maison jouerait le rôle de collatéral et permettrait au propriétaire de monétiser son gain sans se départir de son actif.

Au cours des 20 à 30 dernières années, plusieurs pays développés ont connu un assouplissement des conditions et des règles gouvernant leur marché hypothécaire. Ceci offrit donc plus d'accessibilité au crédit et de flexibilité aux emprunteurs et leur permit de monétiser leurs bénéfices non réalisés plus facilement. Les caractéristiques du marché hypothécaire représentent un facteur important en ce qui a trait au lien entre la richesse immobilière et la consommation. En effet, plus il y a de ménages ayant accès à la propriété, plus il y a de ménages susceptibles de connaître des gains lorsque le prix des maisons augmente. Donc, plus l'accès à la propriété est favorisé, plus il est envisageable que la richesse immobilière ait des effets

d'entraînement sur la consommation, de par la plus vaste répartition de cette richesse entre les différents types de ménages (riches et moins riches). Comme il sera mentionné plus bas, la richesse boursière, elle, est beaucoup plus concentrée que la richesse immobilière. Parmi les pays industrialisés qu'ils ont étudiés, Calza, Monacelli et Stracca (2007) observent une corrélation plus importante entre la consommation des ménages et le prix des maisons dans les pays ayant des marchés hypothécaires plus flexibles et développés (faibles taux de mise de fonds, échelonnage des paiements sur de plus longues périodes ainsi que l'utilisation de taux variables). Dans un rapport publié en 2008, le FMI présente un indice mesurant le degré de sophistication du marché hypothécaire de plusieurs pays. Cet indice se veut une moyenne des indicateurs suivants : accès aux marges de crédit hypothécaire, possibilité de refinancement, le ratio général prêt-valeur, le terme moyen d'un prêt hypothécaire, l'émission d'obligations couvertes en pourcentage de l'encours des prêts hypothécaires et la quantité de titres adossés à des créances hypothécaires en pourcentage de l'encours des prêts hypothécaires. La valeur de l'indice, compris entre 0 et 1, indique le degré d'accessibilité au crédit hypothécaire pour un ménage (1 étant le plus accessible). Le FMI obtient des résultats semblables à Calza, Monacelli et Stracca (2007) concernant la corrélation entre le prix des maisons et la consommation, et remarque aussi que la propension à consommer en réaction à une hausse de la richesse immobilière est généralement plus importante dans les pays où l'indice du marché hypothécaire est plus élevé (accès plus facile au crédit hypothécaire).

Au Canada, l'utilisation de LCH a gagné en popularité depuis la fin des années 1990. Le tableau 2, illustrant la composition de la dette des ménages canadiens, révèle que les LCH représentaient une portion plus importante de la dette en 2012 qu'en 1999.

Tableau 2

Composition de la dette Canadienne (%)

Groupe d'âge	1999				2012			
	Hypothèque	LCH	Autre LC	Autre Dette	Hypothèque	LCH	Autre LC	Autre Dette
15-34	76	1	2	21	80	2	3	15
35-44	81	2	2	14	83	6	2	9
45-54	76	4	4	16	76	10	3	11
55-64	74	5	4	18	69	12	4	15
65+	68	8	3	21	58	22	4	16

Source: SCHL, Statistique Canada (Enquête sur la sécurité financière)

Que ce soit en vendant leur demeure, en refinançant leur hypothèque ou en contractant de nouveaux prêts et/ou marges de crédit adossés à leurs actifs immobiliers, une certaine portion de l'équité retirée par les ménages semble être utilisée afin d'acquérir divers biens de consommation. Canner, Dynan et Passmore (2002) ont étudié l'utilisation des fonds que les ménages américains avaient reçus entre 2001 et 2002 en refinançant leur hypothèque de sorte à extirper leurs gains en équité. Selon leur étude, environ 26% des fonds utilisés l'ont été pour payer d'autres dettes, 35% pour faire des réparations sur leur maison, 16% pour des dépenses de consommation, et 21% pour effectuer divers investissements. En se servant d'un instrument bâti par Saiz (2008), qui utilise la topologie du terrain pour représenter l'élasticité de l'offre de maisons dans une certaine zone (afin de reproduire un estimé de l'augmentation du prix des maisons), Mian et Sufi (2009) ont tenté d'évaluer à quel point les ménages propriétaires américains sont portés à emprunter en réponse à une augmentation de l'équité dans leur demeure. En étudiant plus de 70,000 ménages américains (déjà propriétaires en 1997) répartis dans les régions métropolitaines les plus importantes, ils trouvent qu'au cours de la période 2002 à 2006, la hausse de la valeur des maisons serait responsable de 25% à 30% de l'augmentation des emprunts effectués par ces ménages.

À la lumière des récents mouvements dans le prix de l'immobilier canadien, cette étude cherche à approfondir la relation qu'il y aurait entre le prix des maisons et la consommation des ménages. L'étude de la richesse immobilière est particulièrement intéressante et pertinente puisque la répartition de cette richesse est moins concentrée que celle de la richesse financière (l'autre grande composante de la richesse des ménages) et touche une plus importante partie de la population. Une bonne compréhension de ce co-mouvement entre la richesse immobilière et la consommation est importante pour les décideurs politiques et les banques centrales afin d'étoffer leurs modèles de prévision économique. Pour plusieurs pays, la composante consommation représente plus de 50% du PIB total.

La plus récente étude effectuée sur ce sujet au Canada, celle de Pichette et Guay (2007) tente d'évaluer l'impact de la richesse financière et immobilière sur la consommation de services et de biens non durables entre 1965 et 2006 en utilisant des données agrégées à l'ensemble du pays. Toutefois, une contrainte majeure d'une analyse agrégée comme celle-ci réside dans l'incapacité de déceler les variations géographiques. Ainsi, si un choc économique a un impact

non symétrique à travers les provinces (certaines provinces connaissent une hausse de la richesse immobilière et d'autres non), le lecteur peut, à tort, conclure que la richesse moyenne canadienne change, alors qu'elle ne change réellement que pour quelques provinces. Il n'est donc pas possible de cerner précisément quels sont les effets sur la consommation des différentes provinces suite à une hausse de leur richesse immobilière respective. Une analyse plus désagrégée permet justement de contrer ce problème, et c'est d'ailleurs la principale motivation de cette recherche. Près de 10 années se sont écoulées depuis l'étude de Pichette et Guay (2007) et le registre des données concernant la consommation et la richesse immobilière, développé par Statistiques Canada, s'est considérablement enrichi. Il est désormais possible d'obtenir des données mensuelles sur le total des ventes au détail et le sous-total de certaines grandes catégories ainsi que sur le prix moyen des nouvelles maisons, et ce par province.

En utilisant des vecteurs autorégressifs (VAR) ainsi que des vecteurs autorégressifs en panel (PVAR), ce mémoire analyse l'impact par province d'un choc de la richesse immobilière sur le total des ventes au détail. Ayant accès à des données plus désagrégées, il est également possible d'évaluer la réponse des ventes de véhicules, de meubles, d'appareils électroniques, de matériel de construction, de produits de santé, de nourriture, et finalement de vêtements et d'accessoires, pour le Canada ainsi que par province.

Les résultats de cette étude démontrent qu'un choc entraînant une hausse de la richesse immobilière a un effet positif sur le niveau de consommation des ménages. Qui plus est, l'effet richesse se manifeste davantage dans les catégories de biens durables (véhicules, matériel de construction, meubles et appareils électroniques) que dans les catégories de biens semi et non durables (vêtements et accessoires, produits de santé et nourriture). L'effet est le plus fort au cours des 10 premiers mois puis s'estompe graduellement après une période d'environ 20 à 30 mois.

La prochaine section présente une revue de la littérature sur la relation entre la consommation et les différentes formes de richesse ainsi que sur les différentes approches généralement utilisées pour les modéliser. La section 3 décrit de façon plus spécifique les données qui sont utilisées. La section 4 détaille la méthodologie et le modèle qui est utilisé plus en profondeur. La section 5 fait état des résultats obtenus, puis la section 6 sert de conclusion.

SECTION II

REVUE DE LA LITTÉRATURE

Dans le modèle de consommation néoclassique, la contrainte budgétaire intertemporelle d'un individu stipule que sa consommation présente et future est égale à la somme de son stock de richesse W et de la valeur actualisée de ses revenus Y présents et futurs.

$$C_1 + \frac{C_2}{1+r} = W + Y_1 + \frac{Y_2}{1+r} \quad (1)$$

L'équation (1) illustre la contrainte budgétaire, où le terme de gauche représente la valeur actualisée de la consommation présente C_1 et future $\frac{C_2}{1+r}$, W le stock de richesse, et

$$Y_1 + \frac{Y_2}{1+r}$$

représente la valeur actualisée du revenu courant (Y_1) et futur ($\frac{Y_2}{1+r}$). Le consommateur ne peut donc pas consommer plus que la somme de sa richesse et de son revenu. En théorie, si l'on se base sur l'équation (1), trois scénarios sont susceptibles d'augmenter la quantité de consommation possible d'un individu. Il y aurait dans un premier temps, l'augmentation du revenu présent et futur de ce dernier. Par la suite, une diminution du taux d'intérêt r . Et finalement, une augmentation du stock de richesse. Lorsque le stock de richesse est divisé en richesse financière (titres transigés à la bourse) et non financière, on obtient l'égalité suivante :

$$C_1 + \frac{C_2}{1+r} = W_F + W_{NF} + Y_1 + \frac{Y_2}{1+r} \quad (2)$$

où, W_F et W_{NF} représentent les stocks de richesse financière et non financière, respectivement. L'actif non financier d'un ménage se résume principalement à sa maison et son véhicule. Dans ce mémoire, il sera principalement question de l'effet richesse associé à la richesse immobilière des ménages.

En se basant donc sur l'équation (1), une hausse du prix des maisons ferait augmenter W et serait susceptible d'affecter positivement la consommation. Néanmoins, pour un ménage qui ne serait pas propriétaire, une hausse du prix des maisons n'aurait aucun effet sur W , et pourrait même plutôt l'inciter à moins consommer et épargner pour se payer une maison qui vaut maintenant plus cher. L'étude de Campbell et Cocco (2004), qui est discuté plus bas, n'a toutefois pas pu démontrer de lien significatif entre la hausse du prix des maisons et la consommation des jeunes ménages locataires (catégorie la plus susceptible d'épargner pour l'achat d'une maison). On ne peut donc pas affirmer que ces derniers diminuent leur consommation lorsque le prix de l'immobilier augmente.

2.1 Marché Boursier – Effet Richesse

Starr-McCluer (1998) approfondit la question de l'effet richesse (qui serait lié aux fluctuations du prix des actifs financiers) sur la consommation. Elle utilise pour se faire les données de l'enquête du Survey Research Center (SRC) de l'université du Michigan effectuée entre juillet et septembre 1997 auprès de 1500 ménages américains. L'enquête révèle qu'à ce moment, environ 35% des ménages détenaient des actions soit sous forme de fonds mutuel, de façon individuelle, dans des fonds de retraite, ou sous d'autres formes. Les caractéristiques des ménages observées dans cette enquête concordent également avec celles qui avaient été relevées lors de l'enquête de 1995 sur les finances des consommateurs américains réalisée par la Réserve fédérale américaine. Les résultats des sondages indiquent que pour la grande majorité des répondants (85%), la forte performance du marché boursier¹ n'a pas eu d'incidence sur leurs dépenses de consommation. Seulement 3.4% des répondants ont affirmé avoir augmenté leur consommation suite aux développements positifs sur les marchés boursiers. Toutefois, au sein des ménages possédant un stock d'épargne supérieur à 250 000\$, ce pourcentage est un peu plus élevé, à 12.6%.

¹ La valeur de l'indice S&P 500 est passée de 466.54 en janvier 1994 à 954.29 en juillet 1997

De leur côté, Dynan et Maki (2001), ont utilisé les données de l'enquête américaine sur les dépenses des consommateurs² organisées en 5 entrevues auprès de 5000 ménages entre 1983 et 1999. En contrôlant pour les variations saisonnières de la consommation, l'âge, la taille et le revenu des ménages, le niveau d'éducation et d'autres variables socioéconomiques, et en segmentant les ménages selon la quantité d'actions détenues, ils régressent le changement de la consommation réelle au cours des 5 entrevues sur le changement des prix de l'indice Wilshire 5000³. Leurs résultats indiquent que la consommation des ménages détenant des actions répond positivement à l'augmentation du prix des actions, et ce de façon contemporaine et retardée, mais que celle des ménages qui ne détiennent pas d'actions ne semble pas réagir.

Par ailleurs, plusieurs raisons portent à croire qu'une appréciation de la richesse immobilière pourrait influencer la consommation dans des proportions différentes qu'une appréciation de la richesse financière. Par exemple, il est possible que la hausse du prix des maisons soit vue par les ménages comme étant beaucoup moins volatile et temporaire que la performance boursière. Cette persistance dans les chocs expliquerait pourquoi ce type de richesse peut être un important facteur affectant la consommation des ménages. De plus, une grande partie de la richesse financière constitue le fonds de pension des ménages et a pour objectif d'être utilisée à la retraite, limitant ainsi son effet potentiel sur la consommation courante. Également, il est plausible d'assumer qu'une partie des investissements boursiers sont destinés aux enfants du ménage (héritage ou fonds scolaires par exemple), limitant aussi l'effet sur la consommation courante. Finalement, l'utilisation grandissante de produits financiers tels que les marges de crédit hypothécaire permet maintenant de monétiser les gains observés sur le marché immobilier assez facilement. L'augmentation du prix des maisons a donc motivé plusieurs recherches au cours des dernières années, qui tentent de quantifier la réponse de la consommation suite à un changement de la richesse immobilière. L'étude de la richesse immobilière est particulièrement intéressante et pertinente puisque la répartition de cette richesse est moins concentrée que celle de la richesse financière et touche une plus importante partie de la population. Environ 40% des ménages américains détenaient des actions selon le dernier recensement mené par le US Census Bureau en 2011, alors qu'environ 65% des ménages étaient

² L'enquête est menée par le *US Bureau of Labor Statistics*

³ L'indice Wilshire 5000 représente la valeur marchande de toutes les actions transigées aux États-Unis

propriétaires. En outre, pour le ménage américain médian, l'équité immobilière représentait près de 75% des avoirs nets en 2011.

2.2 Marché Immobilier – Effet Richesse

Analyses Microéconomiques

Campbell et Cocco (2004) utilisent des données microéconomiques provenant de l'«UK Family Expenditure Survey» (FES) couvrant la période 1988 à 2000, jumelés aux indices de prix immobiliers régionaux afin d'évaluer la réponse de la consommation de biens non durables des locataires et des propriétaires suite à une hausse du prix des maisons au Royaume-Uni. Le FES est un sondage continu, dans lequel chaque ménage est interviewé une seule fois. 1750 ménages sont questionnés par trimestre, ce qui donne un peu plus de 90 000 observations sur la période 1988-2000. À partir de ces coupes transversales recueillies sur plusieurs périodes, les auteurs construisent des pseudo-panels basés sur l'âge des ménages, sur la région qu'ils habitent et sur leur statut de propriétaire/locataire, puis effectuent la régression suivante :

$$\begin{aligned} \Delta c_{i,t+1} = & \beta_0 + \beta_1 r_{t+1} + \beta_2 \Delta y_{i,t+1} + \beta_3 \Delta p_{i,t+1} \\ & + \beta_4 \Delta m_{i,t+1} + \beta_5 \Delta Z_{i,t+1} + \varepsilon_{i,t+1} \end{aligned} \quad (3)$$

où i représente le ménage observé, r_{t+1} est le log du taux d'intérêt réel entre les périodes t et $t+1$, $\Delta c_{i,t+1} = \ln(C_{i,t+1}) - \ln(C_{i,t})$ est le taux de croissance de la consommation réelle de bien non durables, $\Delta y_{i,t+1} = \ln(Y_{i,t+1}) - \ln(Y_{i,t})$ est le taux de croissance du revenu réel, $\Delta p_{i,t+1} = \ln(P_{i,t+1}) - \ln(P_{i,t})$ est le taux de croissance du prix réel des maisons, $\Delta m_{i,t+1} = \ln(M_{i,t+1}) - \ln(M_{i,t})$ est le taux de croissance des paiements hypothécaires réels, $\Delta Z_{i,t+1} = \ln(Z_{i,t+1}) - \ln(Z_{i,t})$ et Z est un vecteur incluant diverses caractéristiques propres aux ménages (taille de la famille, âge de la famille, locataire ou propriétaire). Ils trouvent au final qu'une augmentation du prix des maisons a le plus grand effet sur la consommation chez les ménages propriétaires appartenant à la cohorte la plus âgée, et que l'effet est non significatif chez les jeunes locataires. Ils trouvent également que le prix des maisons a une plus forte influence sur la consommation lorsque les prix régionaux des maisons sont inclus dans le modèle plutôt que le prix national. Il semble donc important de considérer les différences régionales dans l'étude de la consommation et de la richesse immobilière. Finalement, ils remarquent aussi que la réponse de la consommation aux prix des maisons était plus prononcée chez les ménages déjà endettés comparativement à ceux qui avaient

encore une grande capacité à emprunter. Ces résultats appuient l'hypothèse selon laquelle l'augmentation de la valeur de l'actif immobilier a un effet sur le niveau de consommation, car il permet au ménage d'accroître sa capacité à emprunter.

Étudier l'impact du prix des maisons sur la consommation entre ménages propriétaires et locataires comporte toutefois certains problèmes. La décision de devenir propriétaire est susceptible d'être corrélée avec des caractéristiques du ménage, telles que le revenu et le niveau de consommation. Au fil du temps, les individus qui demeurent locataires ont généralement des revenus stagnants et faibles, alors que les individus avec de meilleurs revenus deviennent généralement propriétaires. Dans leur étude, les auteurs remarquent que les régions à plus forte teneur en locataire présentent des taux de croissance de la consommation et du revenu inférieurs aux régions où la proportion de propriétaires est plus importante. Ces différences de caractéristiques entre les régions peuvent toutefois être capturées grâce à l'introduction d'effets fixes.

Un autre problème auquel ont fait face Campbell et Cocco (2004) réside dans la possibilité que le changement de la consommation soit en fait causé par un nombre important de jeunes locataires décidant au même moment de devenir propriétaire. Un ménage venant tout juste de devenir propriétaire risque d'avoir d'importants paiements hypothécaires et risque de ce fait d'avoir moins de flexibilité pour sa consommation de biens divers. Donc, si dans leur période d'observation, il s'avérait qu'un nombre important de jeunes locataires avaient décidé au même moment de devenir propriétaire, Campbell et Cocco pourraient conclure de façon biaisée que les jeunes propriétaires réagissent négativement à une hausse du prix des maisons.

Dans un premier temps, les auteurs étudient le British Household Panel Survey (BHPS) afin de voir à quelle fréquence les ménages des différentes cohortes d'âges tendent à déménager d'une région à l'autre. Leurs observations indiquent qu'aucune région ne semble présenter des mouvements d'une cohorte d'âges en particulier. Par la suite, ils observent, encore grâce au BHPS, les probabilités par cohorte d'âges qu'un ménage passe de propriétaire à locataire et vice versa. Les données n'indiquent pas de problème apparent sauf pour la jeune cohorte des 20-24 ans. En effet, les statistiques suggèrent que cette cohorte comporte un certain nombre de ménages ayant tout juste passé du statut de locataire à celui de propriétaire et ceci pourrait biaiser les résultats. Pour éviter cette complication, les auteurs ont limité leur échantillon aux ménages qui demeuraient à leur présente adresse depuis au moins 6 mois et ont aussi effectué leurs régressions en considérant les jeunes propriétaires comme étant encore des locataires.

Stroebel et Vavra (2014) eux ont étudié l'impact du prix des maisons sur l'inflation plutôt que sur le niveau de consommation. À l'aide de données microéconomiques, ils analysent la réaction du prix du panier d'épicerie dans différentes régions métropolitaines aux États-Unis aux fluctuations des prix de l'immobilier entre les années 2001 et 2011. Leurs résultats semblent aussi indiquer que les ménages propriétaires réagissent différemment à une hausse de prix que les ménages locataires. Ils trouvent que les prix du panier d'épicerie dans les régions métropolitaines à forte teneur en propriétaire réagissent beaucoup plus à la hausse du prix des maisons. Selon eux, les gains au niveau de la richesse immobilière réduiraient la sensibilité du consommateur-propriétaire aux prix du panier d'épicerie, permettant ainsi aux commerces d'augmenter leurs marges.

Les deux études citées ci-haut indiquent qu'il est important de tenir compte de la population propriétaire et/ou locataire, puisque ces derniers ne réagissent pas de la même façon à une augmentation du prix des maisons. Dans ce mémoire, la variable captant la richesse immobilière tient d'ailleurs compte du taux de propriétaires.

Analyses Macroéconomiques

Case, Quigley et Shiller (2005) se sont penchés sur la relation entre la consommation et la richesse aux États-Unis sur la période 1982-1999. Avec un panel de données trimestrielles sur le stock de richesse, la consommation et le prix des maisons dans les différents états américains ils effectuent des régressions en niveau, en différence première et avec un modèle à correction d'erreur. Les différents modèles qu'ils testent sont des extensions de leur modèle de base qui est représenté par l'équation (4). Les variables sont réelles (ajustée par le déflateur du PIB) et mesurées per capita en logarithmes. La variable C représente la consommation, INC le revenu, STK la richesse financière et HW la richesse immobilière.

$$C_t = \beta_0 + \beta_1 INC_t + \beta_2 STK_t + \beta_3 HW_t \quad (4)$$

+ *Effets Fixes* + ε_t

Pour la consommation par état, Case, Quigley et Shiller ont utilisé les taxes de vente comme indicateur du niveau des ventes au détail. Afin d'obtenir un estimé de la richesse financière par état, ils ont pris la détention de fonds mutuel par état, qui est divulguée par l'ICI (Investment Company Institute). Ces détentions étant fortement corrélés avec la valeur des actions détenues

par les ménages (issue du Survey of Consumer Finance), ils ont jugé que les données de l'ICI étaient de bons substituts. La richesse immobilière est calculée à partir de l'équation suivante :

$$V_{it} = R_{it} * N_{it} * I_{it} * V_{i0},$$

où

V_{it} = Valeur agrégée de la richesse immobilière

R_{it} = Taux de propriétaire; (ménages propriétaires / ménages totaux)

N_{it} = Nombre de ménages

I_{it} = Valeur de l'indice des prix immobiliers

V_{i0} = Valeur moyenne d'une maison en 1990

dans l'état i au temps t

Dans ce mémoire, la variable richesse immobilière sera construite en suivant la même méthode qu'ont choisie Case, Quigley et Shiller.

Leurs résultats, et ce pour les différents modèles testés, suggèrent que l'effet de la richesse immobilière sur la consommation est plus important que celui de la richesse financière. Afin d'enrichir leur étude, les auteurs ont également testé à l'aide d'un terme d'interaction et de variables muettes leurs modèles avant et après l'implantation du « Tax Reform Act » de 1986. Cette réforme fiscale eut pour effet de créer de forts incitatifs à l'utilisation de ligne de crédit hypothécaire. En effet, la réforme annula la déduction des intérêts liés aux prêts à la consommation et aux dettes de cartes de crédit, qui était auparavant légale, et augmenta le pourcentage de déduction des intérêts liés au crédit hypothécaire. L'adoption de cette réforme encouragea donc grandement les consommateurs propriétaires à utiliser des lignes de crédit hypothécaire plutôt que des prêts à la consommation. Conformément à leurs attentes, les résultats de leurs tests démontrent que l'influence de la richesse immobilière est considérablement plus élevée après l'adoption du « Tax Reform Act ». Ces résultats viennent appuyer leur hypothèse selon laquelle la composante richesse immobilière aurait un effet de causalité sur la consommation et que ces deux variables ne sont pas simplement influencées par une troisième variable comme la confiance des consommateurs en l'économie. En 2013, les auteurs ont reconduit leur étude (huit ans plus tard) afin d'incorporer plus de 4000 nouvelles observations et couvrir la crise immobilière de 2008. Leur conclusion demeure la même : l'effet de la richesse

immobilière est plus important que celui de la richesse financière. La possibilité de comparer leur étude avant et après l'adoption de la réforme fiscale (quasi-expérience) permet aux chercheurs d'adresser le problème d'endogénéité souvent présent dans les modèles étudiant l'effet de richesse et la consommation. Dans le cadre de cette recherche, il ne sera toutefois pas possible d'effectuer l'analyse dans le cadre d'une quasi-expérience. Il faudra donc opter pour une autre méthode afin de tenir compte du problème d'endogénéité.

2.3 Vecteurs Autorégressifs

La présence d'endogénéité entre les variables d'intérêt rend délicate l'étude de l'effet de la richesse immobilière sur la consommation. Les études menées sur ce sujet peuvent contourner ce problème en utilisant des instruments qui « remplaceraient » la richesse immobilière. Le problème d'endogénéité peut aussi être évité en effectuant l'étude dans le contexte d'une quasi-expérience, où l'implantation de nouvelles politiques ou lois fiscales (susceptibles d'augmenter la propension à consommer des ménages en réaction à une hausse de la richesse immobilière) survient durant la période observée. Il est donc possible, en incorporant des variables muettes et des termes d'interaction, d'analyser l'effet avant et après l'entrée en vigueur des lois avantageant les ménages propriétaires, afin de déterminer l'effet causal de la richesse immobilière. Lorsque les deux options décrites ci-haut ne sont pas envisageables, l'utilisation de vecteurs autorégressifs (VARs) peut s'avérer une option intéressante. En effet, les VARs sont utilisés afin de capturer les interdépendances entre plusieurs séries temporelles. Ce type de modèle permet d'observer, à travers le temps, les réponses des variables le composant lorsqu'une des variables (la richesse immobilière par exemple) subit un choc.

Au Canada, Pichette et Tremblay (2003) ont employé un modèle vectoriel à correction d'erreurs afin d'évaluer la relation entre la consommation (de services et de biens non durables) et la richesse des consommateurs au cours de la période 1964-2000. En identifiant les chocs permanents et transitoires grâce à des restrictions de cointégration, ils peuvent cibler la réponse de la consommation à ces deux types de chocs. Pour leurs variables explicatives, ils reprennent la mesure de richesse du secteur privé développée par Macklem (1994), qui regroupe la richesse humaine et non humaine. La richesse humaine est basée sur la valeur actualisée du revenu disponible courant et futur et du taux d'intérêt réel attendu. La richesse non humaine pour sa part est composée de la richesse boursière et immobilière. Ces deux variables représentent

respectivement la détention d'actions des individus et des entreprises individuelles ainsi que la valeur de leurs actifs immobiliers, nets des prêts hypothécaires.

Les résultats qu'ils obtiennent suggèrent que la consommation ne réagit pas de façon significative à une hausse permanente de la richesse boursière, mais qu'elle réagit positivement à une augmentation permanente de la richesse immobilière. Leurs résultats indiquent également que la consommation ne semble pas réagir aux fluctuations temporaires de la richesse boursière et immobilière. Les auteurs estiment donc que la consommation entretient une relation plus prononcée avec le niveau de richesse immobilière qu'avec la richesse boursière. Ils appuient leur conclusion par le fait que la richesse immobilière est beaucoup moins concentrée que la richesse boursière et que la variation moyenne qu'elle subit a une probabilité plus élevée d'être permanente. Toutefois, faute de données sur la consommation par province, les auteurs ont effectué leur étude en utilisant seulement des données agrégées pour le Canada. De plus, la période observée pour cette étude ne couvre pas la crise immobilière de 2008 ni les huit années qui l'ont précédées.

Desnoyers (2001) opte également pour l'utilisation de vecteurs autorégressifs afin de modéliser la réaction de la consommation à la richesse boursière et immobilière aux États-Unis. En utilisant des données trimestrielles couvrant la période de 1969 à 1999 pour le PIB, la richesse nette boursière, la richesse nette immobilière, la consommation totale, l'inflation ainsi que le taux d'intérêt réel de long terme, il conclut que les richesses boursière et immobilière ont un effet temporaire sur la consommation. L'effet de la richesse immobilière aurait toutefois une plus importante magnitude et s'échelonnerait sur une plus longue période de temps que l'effet de la richesse boursière. L'effet maximal d'un choc de richesse immobilière se ferait sentir de 4 à 6 trimestres après le choc et s'estomperait après plus ou moins 10 trimestres.

2.4 Vecteurs Autorégressifs Enrichis de Panels

Les vecteurs autorégressifs enrichis de panels (PVARs), qui sont constitués d'un VAR régulier auquel on ajoute des coupes transversales, demeurent encore peu utilisés en ce qui concerne l'étude de la consommation et de la richesse immobilière. Cette méthode permet néanmoins de capturer les différentes caractéristiques propres aux régions étudiées (dans le cas d'un panel de régions), en incorporant des effets fixes dans le modèle. Deux récentes études font usage de cette méthode : Čeh Časni, Dumičić & Tica (2016) et Shen, Holmes & Lim (2015).

L'étude de Čeh Časni, Dumičić & Tica (2016) suit le fil des théories du revenu permanent de Friedman (1957) et du cycle de vie d'Ando et Modigliani (1963) et se concentre sur les rôles que jouent le prix des maisons et le revenu dans les fluctuations de la consommation dans sept pays d'Europe de l'est en se basant sur des données trimestrielles de 2002 à 2012. Leur modèle comporte trois variables, soit la richesse immobilière, la consommation et le salaire. Ils utilisent comme données la consommation totale, le prix des maisons ainsi que le revenu disponible et les salaires. Les séries sont déflatées, puis ensuite exprimées en logarithme et en première différence. Les réponses dynamiques de leur modèle PVAR à 1 retard, lorsque survient un choc de la richesse immobilière, indiquent que la consommation réagit initialement de façon positive puis s'estompe rapidement.

Shen, Holmes & Lim (2015) pour leur part effectuent leur étude sur un panel de 14 pays de l'OCDE. Comparativement à Čeh Časni, Dumičić & Tica (2016), leur PVAR inclut une variable supplémentaire, soit la richesse boursière. Ils utilisent comme données la consommation totale et le revenu disponible pour représenter la consommation et le revenu et utilisent les indices boursiers et les indices de prix des maisons pour représenter la richesse boursière et immobilière. Leurs séries sont en logarithme per capita et s'échelonnent du premier trimestre de 1975 au second de 2011. Leurs résultats, contrairement à la majorité des études citées plus haut, indiquent que la consommation réagit plus fortement à un choc de la richesse boursière qu'à un choc de la richesse immobilière. Toutefois, ils remarquent que l'influence de la richesse immobilière sur la consommation s'est accrue au cours des années, comparée à celle de la richesse boursière. Ils attribuent ce phénomène à l'importante hausse qu'a connue le prix des actifs immobiliers et l'adoucissement des conditions de crédit qui a été observé de façon assez générale dans l'ensemble des pays de l'OCDE qu'ils ont étudiés.

SECTION III

DONNÉES

Les données utilisées dans le modèle économétrique sont mensuelles et sont toutes exprimées per capita en logarithme, à l'exception de la richesse boursière, qui elle n'est pas représentée per capita, mais seulement en logarithme (plus de détails sur cette variable un peu plus bas). Les informations concernant la population des 10 provinces canadiennes sont disponibles sur le site de Statistique Canada, où est publié un estimé trimestriel de la population. Puisque cette variable ne varie que très peu d'un trimestre à l'autre, il ne semble pas problématique de transformer la série trimestrielle en série mensuelle en forçant les mois d'un même trimestre à représenter la même valeur, c-à-d. janvier=février=mars, avril=mai=juin, juillet=août=septembre, octobre=novembre=décembre. Une interpolation linéaire pourrait aussi être utilisée. Notons que lorsque nous estimons les modèles VAR et PVAR, et effectuons des simulations, nous obtenons les mêmes résultats peu importe la méthode utilisée pour transformer les données sur la population (voir annexe page 83-84).

3.1 Variable expliquée

Dans le cadre de la présente étude, nous utilisons les ventes au détail comme indicateur de la consommation des ménages. Ces données sont produites pour les 10 provinces canadiennes par Statistique Canada depuis 1991. Il s'agit d'une enquête mensuelle à participation obligatoire auprès des établissements figurant dans le registre des entreprises de Statistique Canada qui sont classés dans le secteur du commerce de détail d'après le système de classification des industries de l'Amérique du Nord (SCIAN 2012). Cette enquête transversale est effectuée sur un échantillon de 10,000 groupes d'établissements. Un groupe d'établissements comprend tous les établissements qui font partie d'une même industrie et d'une même région géographique. Lorsque

les données demandées ne sont pas disponibles au moment de la collecte, la meilleure estimation fournie par le répondant est acceptée et est révisée par la suite, quand les données réelles sont disponibles. Durant le processus d'enquête, les données sont vérifiées à deux moments distincts. Une première vérification est faite durant la collecte des données afin de valider certaines données soupçonnées d'être incorrectes. Ensuite, après la collecte, les données sont soumises à une deuxième vérification.

Tel que mentionné plus haut, les ventes au détail totales par province sont disponibles mensuellement depuis 1991. Toutefois, depuis 2004, il est également possible d'obtenir les ventes au détail de certains secteurs et sous-secteurs par province. Pour cette étude, il sera donc possible de tester la réponse des ventes au détail totales, mais également celle des concessionnaires de véhicules et de pièces automobiles, des magasins de meubles et d'accessoires de maison, des magasins d'appareils électroniques et ménagers, des marchands de matériaux de construction, de matériel et fournitures de jardinage, des magasins de produits de santé et de soins personnels, des magasins d'alimentation, et finalement des magasins de vêtements et d'accessoires vestimentaires. Les séries sont désaisonnalisées en utilisant la méthode X-12-ARIMA.

3.2 Variables d'intérêts

La principale variable explicative d'intérêt est la richesse immobilière. Cette dernière est calculée de la même façon qu'ont choisi faire Case, Quigley et Shiller (2005). La richesse immobilière (RI) est donc le produit du taux de propriétaire, du nombre de ménages et du prix moyen d'une maison sur un territoire en particulier.

$$RI = \text{Taux de propriétaire (\%)} * \text{Nombre de ménages} * \text{Prix moyen d'une maison}$$

Dans un premier temps, afin de construire la variable richesse immobilière, il nous faut obtenir le prix moyen des maisons par province. Pour ce faire nous utilisons l'indice mensuel du prix des logements neufs fourni par Statistique Canada. Toutefois cet indice est normalisé à 100. Il ne nous donne donc pas une valeur monétaire moyenne. Pour avoir une série en dollars, nous prenons le prix moyen des maisons divulgué par l'Association Canadienne de l'Immeuble (ACI) pour un mois donné, puis nous utilisons cette donnée pour convertir notre indice (en base 100) en série monétaire (\$) du prix des maisons.

Par exemple, si une maison valait en moyenne 400,000\$ (selon l'ACI) en Ontario en décembre 2015 et que l'indice du prix des maisons (Statistique Canada) indiquait 123 en décembre 2015, alors lorsque l'indice indiquait 100 en juin 2007, le prix moyen estimé d'une maison en Ontario en juin 2007 était donc d'environ 325,200\$.

$$\frac{400,000\$}{123} = \frac{?}{100} = \frac{325,200\$}{100}$$

Nous employons cette méthode puisque seul Statistique Canada rend publiques des séries mensuelles du prix des maisons par province. L'ACI publie de son côté des rapports incluant le prix moyen des maisons pour certaines dates, sans toutefois publier les séries historiques.

L'indice mensuel du prix des logements neufs de Statistique Canada mesure les variations dans le temps du prix de vente de maisons neuves, lorsque les spécifications détaillées de chaque maison demeurent les mêmes pendant deux périodes consécutives. L'enquête recueille les estimations, telles qu'établies par les entrepreneurs, des valeurs actuelles (valeur de marché) des logements individuels, des maisons jumelées, des maisons en rangées et des terrains. Pour produire cet indice, Statistique Canada effectue une enquête longitudinale par échantillon à participation obligatoire. Des échantillons d'entrepreneurs sont construits pour chaque région parmi l'univers des constructeurs de 21 régions métropolitaines, produisant des maisons à un rythme assez fréquent pour pouvoir rapporter les prix de vente de transactions comparables. Lors de la collecte, une vérification des prix déclarés est effectuée. Les valeurs aberrantes et les prix douteux font l'objet de suivis auprès des répondants pour veiller à ce que les bons renseignements aient été obtenus. Cet indice de prix n'est pas susceptible d'être affecté par des facteurs saisonniers.

Pour finaliser la construction de la variable richesse immobilière, il nous faut aussi obtenir le taux de propriétaires et le nombre de ménages par région. Statistique Canada publie l'information requise sur le taux de propriétaire ainsi que la taille moyenne des ménages par province, mais les données sont seulement disponibles pour les dates où les recensements sont effectués (1991, 1996, 2001, 2006, 2011). Comme le taux de propriétaire et la taille moyenne des ménages ont varié assez lentement au cours des 30 dernières années, les données mensuelles sont obtenues en effectuant une interpolation linéaire entre chaque donnée disponible.

Ainsi, avec une série mensuelle de la taille moyenne des ménages et une mesure de la population, il est possible de dresser un estimé du nombre de ménages par province :

$$\text{Population/Taille moyenne des ménage} = \text{Nombre de ménages}$$

Les étapes ci-dessus complétées, il est désormais possible de créer la série mensuelle représentant la richesse immobilière (RI) :

$$\text{RI} = \text{Taux de propriétaire (\%)} * \text{Nombre de ménages} * \text{Prix moyen d'une maison}$$

3.3 Variables de contrôle

Comme dans la majorité des approches macroéconomiques citées précédemment, une mesure du revenu ainsi que de la richesse boursière seront incluses dans le modèle économétrique, puisque ces variables sont susceptibles d'influencer le niveau de consommation des individus.

Revenu

Statistique Canada maintient des séries mensuelles du salaire hebdomadaire moyen (depuis 1997) ainsi que du nombre d'individus occupant un emploi par province (depuis 1976). Le produit des deux séries représente un estimé de la masse salariale totale de la province. La masse salariale tient compte à la fois des augmentations et diminutions potentielles du salaire moyen des individus, mais également du nombre croissant ou décroissant d'individus ayant un emploi. Ces deux aspects sont importants dans l'élaboration de la variable revenu car les deux ont potentiellement une influence sur le niveau de consommation. Avant d'inclure cette variable dans notre modèle, nous la divisons par la population afin d'avoir une valeur per capita.

Les données sur le salaire et le nombre de personnes occupant un emploi proviennent de l'enquête sur la population active (EPA). Cette enquête sert entre autres à produire le taux de chômage ainsi que d'autres indicateurs tels que le taux d'emploi et le taux d'activité. L'EPA procure aussi des estimations de l'emploi selon la branche d'activité, la profession, le nombre d'heures travaillées, etc. L'EPA est une enquête transversale à participation obligatoire menée sur un échantillon représentatif de la population canadienne civile non institutionnalisée de 15 ans et plus. L'échantillon mensuel compte environ 56 000 ménages, procurant des données sur l'emploi d'environ 100 000 personnes. La grande majorité des estimations concernant le marché du travail

sont sujettes à des variations saisonnières (variations du climat, vacances, jours fériés, etc.). Statistique Canada effectue donc une désaisonnalisation au moyen de la méthode X-12-ARIMA.

Richesse boursière

Très peu d'information est disponible au grand public en ce qui a trait à la mesure de la richesse financière des ménages canadiens. Statistique Canada publie une série trimestrielle des actifs financiers des ménages (actions et obligations) logés dans des fonds de pension. Toutefois, cette mesure englobe la totalité des ménages canadiens et ne se porte donc pas à une étude en panel.

Tout comme Case, Quigley et Shiller (2005) l'ont observé pour les États-Unis, une très grande partie de la volatilité des actifs financiers des ménages canadiens semble être associée aux mouvements du marché boursier. Sur la période 1990 à aujourd'hui, la corrélation entre le glissement annuel de la série trimestrielle des actifs financiers canadiens logés dans des fonds de pension et le glissement annuel de l'indice boursier S&P TSX est de 73%. Puisqu'il n'y a pas de données sur la richesse financière des ménages par province, la valeur de l'indice composé S&P TSX sera utilisée comme substitut. Puisqu'il s'agit d'un indice, il n'est pas nécessaire d'exprimer la variable per capita.

En utilisant l'indice composé S&P TSX, nous faisons donc l'hypothèse que la composition du portefeuille d'actifs financiers ne varie pas significativement d'une province à l'autre. Toutefois, certaines provinces ont une population plus jeune et d'autres, plus âgées (voir graphique 3 en annexe, p. 58). En se fiant aux théories d'investissements basées sur un agent rationnel, un individu plus jeune devrait détenir une plus grande partie de sa richesse financière sous forme d'actions. À l'inverse, un individu plus âgé devrait détenir une plus grande proportion d'obligations et d'actifs moins risqués. La composition des portefeuilles pourrait donc différer quelque peu d'une province à l'autre en raison des différences d'âge des populations.

L'enquête sur la sécurité financière effectuée en 2012 par Statistique Canada offre un peu d'information sur la détention d'actions et d'obligations hors fonds de pension, et ce par province. Les résultats de l'enquête indiquent que les provinces de l'Atlantique (populations plus âgées) détenaient environ 80% d'actions et 20% d'obligations alors que les provinces des prairies (populations plus jeunes) détenaient environ 90% d'actions et 10% d'obligations. La

composition des portefeuilles des provinces de l'Atlantique et des provinces des Prairies n'est pas drastiquement différente.

Valeurs réelles

Chacune des variables énumérées précédemment est disponible par province et est donc ajustée par la valeur de l'indice IPC respectif à chaque région (c-à-d. IPC Québec, IPC Ontario, IPC Manitoba, etc.), afin de les représenter en valeur réelle. Les données sur l'inflation sont disponibles sur une base mensuelle sur le site de Statistique Canada. Le graphique 4 illustre l'évolution de l'indice IPC pour les 10 provinces canadiennes.

Comme il a déjà été mentionné, cette étude tente d'évaluer l'impact de la richesse immobilière sur les ventes au détail totales, mais également sur quelques sous-catégories des ventes au détail. Statistique Canada publie un indice de prix mensuel respectif à chacune des sous-catégories utilisées dans ce mémoire sauf une (les marchands de matériaux de construction, de matériel et fournitures de jardinage). L'estimation de l'impact de la richesse immobilière sur cette dernière variable devra donc être effectuée en valeur nominale. Néanmoins, pour les autres sous-catégories, les données obtenues permettent d'évaluer les variables en valeur réelle. Les graphiques illustrant l'évolution des 7 sous-catégories en valeur réelle et nominale (au cours de la période 2004 – 2016) se trouvent en annexe.

Taux d'intérêt

Il semble tout à fait pertinent d'inclure une mesure du taux d'intérêt puisque celui-ci est considéré comme ayant un impact important sur le prix des maisons et sur les décisions d'endettement des ménages. Ce faisant, nous souhaitons inclure cette variable, même si elle n'était pas fréquemment utilisée dans les études antérieures. Comme c'est le cas pour le reste de nos variables, nous l'incorporons au modèle en valeur réelle. Pour cela, Statistique Canada publie justement une série mensuelle du rendement réel des obligations de long terme canadiennes.

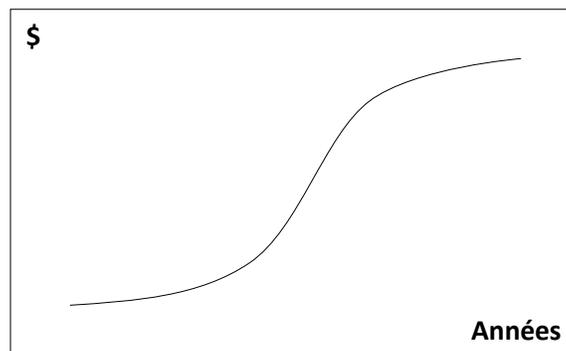
3.4 Description des statistiques

Dans le cadre d'une étude portant sur des séries temporelles, il est souvent peu informatif de s'attarder aux moments statistiques des variables puisque celles-ci suivent généralement des

processus non stationnaires. Il est donc plus intéressant de présenter et de comparer leur évolution dans le temps.

Richesse immobilière

En ce qui concerne la richesse immobilière canadienne, la majorité des provinces (l'Île-du-Prince-Édouard exceptée) ont vu leur richesse per capita augmenter principalement entre la fin des années 1990 et 2008-2010. Depuis 2010, l'augmentation de la richesse réelle a été très modeste, dans plusieurs cas pratiquement nulle et visiblement négative pour l'Île-du-Prince-Édouard, le nouveau Brunswick, et la Colombie-Britannique. Au cours de la période 1997 à 2017, la richesse immobilière réelle per capita suit donc pour plusieurs provinces la forme d'un (S)



aplatît. Toutefois, l'évolution de la richesse n'a pas été aussi lisse pour chaque province. En Saskatchewan, en Alberta ainsi qu'en Colombie-Britannique la richesse immobilière a connu une ascension particulièrement fulgurante entre 2005 et 2008 et fut suivie d'une correction notable lors de la dernière crise financière, entre 2008 et 2010 (voir annexe à la page 60). La richesse dans ces trois provinces semble avoir été plus affectée par le boom économique des années 2000 et par l'éclatement de la crise financière, alors que pour les autres provinces, la richesse immobilière s'est accrue de façon plus graduelle, sans vraiment être affectée par la crise.

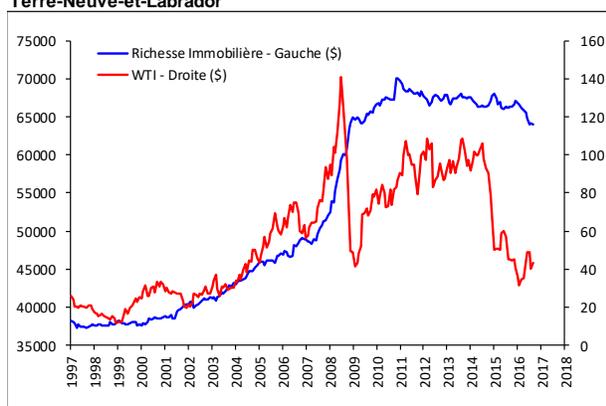
Contrairement à ce qu'on pourrait penser pour la Colombie-Britannique, la richesse immobilière ne fit pas que grimper au cours de la période observée. On semble souvent associer la Colombie-Britannique à l'explosion de la richesse immobilière, et avec raison puisque le prix des maisons y est extrêmement élevé, mais il est important de noter qu'en valeur nominale la richesse immobilière a fait du surplace en sortant de la crise et ce jusqu'en 2012-2013. Ce n'est qu'à partir de 2013 que les prix se sont remis à monter. De plus, puisque l'indice des prix à la

consommation en Colombie-Britannique n'a pas cessé d'augmenter, la richesse immobilière en valeur réelle s'est en fait dépréciée de 2008 à 2014-2015.

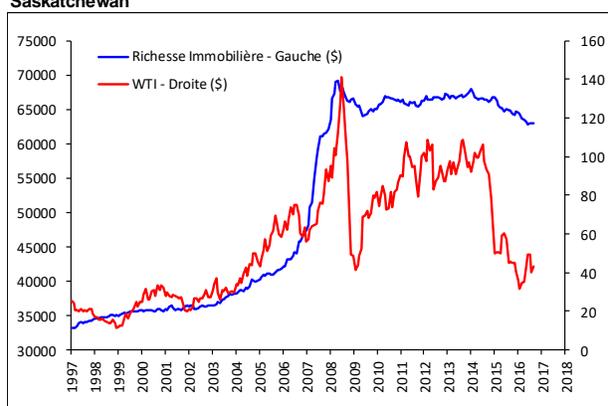
Industrie pétrolière

Au Canada, l'exploitation pétrolière occupe une place importante dans le PIB de trois provinces en particulier, soit Terre-Neuve-et-Labrador, la Saskatchewan et l'Alberta. Il pourrait donc sembler logique d'attribuer une partie de la hausse subite de la richesse immobilière dans ces trois provinces à l'envolée du prix du pétrole. Alors que le prix du baril s'est mis à grimper au début des années 2000, il devint de plus en plus profitable d'exploiter le pétrole des sables bitumineux, que l'on retrouve en Alberta et en Saskatchewan ainsi que celui que l'on retrouve au fond de l'océan Atlantique, à l'est des côtes de Terre-Neuve. Néanmoins, depuis que le prix du pétrole s'est écroulé vers la fin de l'année 2014, la richesse immobilière n'a pas subi d'importante dépréciation dans ces provinces, contrairement à ce qu'on aurait pu anticiper. On remarque une baisse, certes, mais assez légère. Une raison qui pourrait expliquer cela est que le

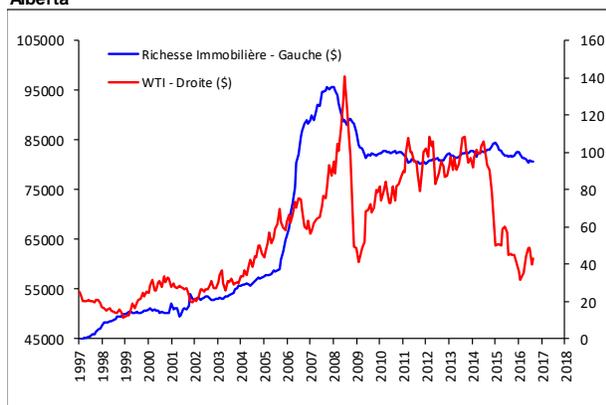
Terre-Neuve-et-Labrador



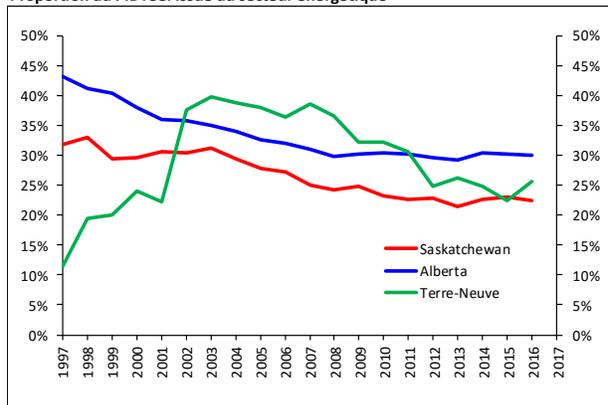
Saskatchewan



Alberta

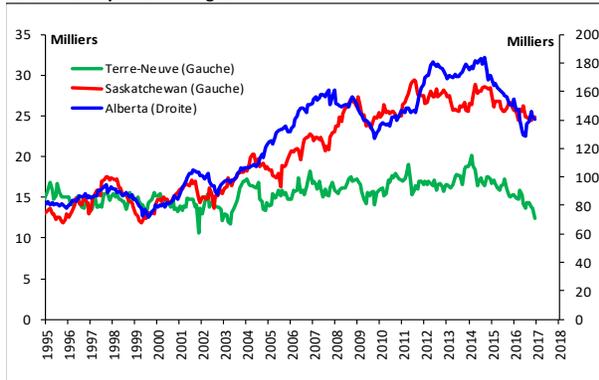


Proportion du PIB réel issue du secteur énergétique

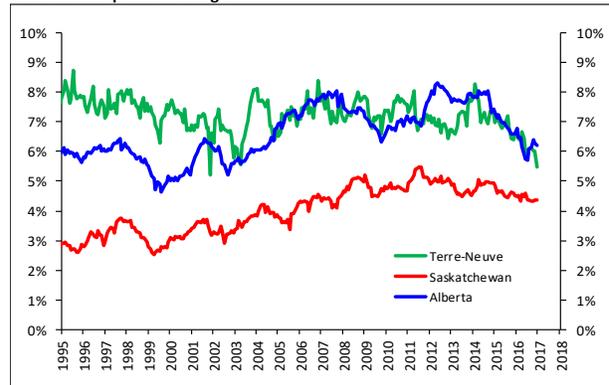


secteur énergétique nécessite beaucoup moins de capital humain que le secteur des services par exemple. En effet, le secteur énergétique représente environ 20-30% du PIB de ces provinces, mais les emplois en extraction pétrolière représentent eux moins de 8% des emplois totaux selon Statistique Canada. Ce secteur a donc probablement moins d'impact sur le revenu des ménages que l'on pourrait penser. Lorsqu'on jette un coup d'œil à la masse salariale réelle per capita (un déterminant du prix des maisons), on ne remarque pas de baisse drastique à la suite de l'effondrement du prix du pétrole en 2014. Ceci expliquerait donc possiblement pourquoi la richesse immobilière n'a pas trop chuté dans ces trois provinces après 2014. Cela étant dit, il sera intéressant d'analyser l'impact de la richesse immobilière sur la consommation à la fois en incorporant le prix du pétrole et sans ce dernier afin de voir si les réponses diffèrent grandement.

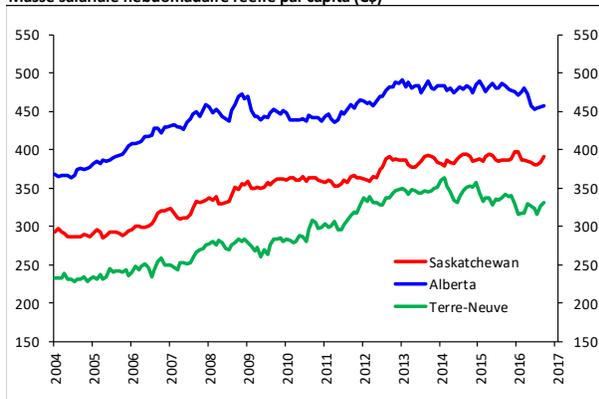
Nombre d'emplois en foresterie, pêche, mines, exploitation en carrière, et extraction de pétrole et de gaz



Proportion des emplois en foresterie, pêche, mines, exploitation en carrière, et extraction de pétrole et de gaz



Masse salariale hebdomadaire réelle par capita (C\$)

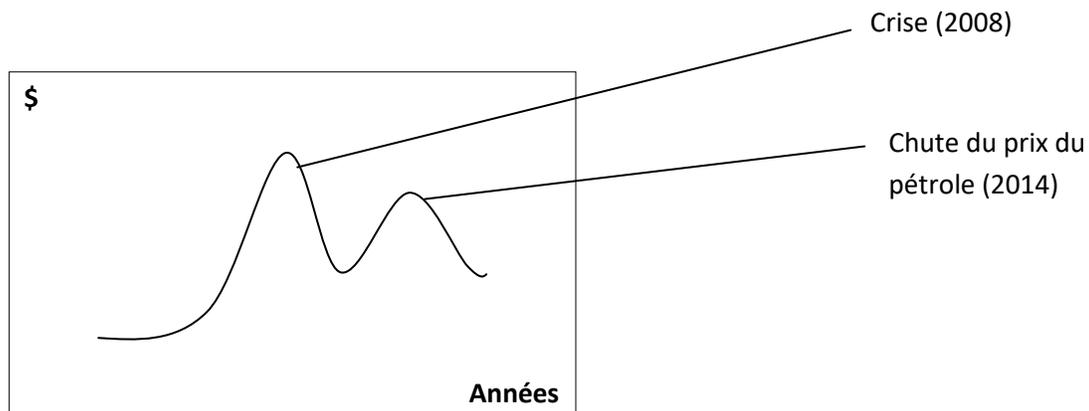


Consommation (Ventes au détail)

Les ventes au détail totales réelles per capita semblent se comporter d'une façon assez semblable à celle de la richesse immobilière réelle per capita, sauf pour l'Île-du-Prince-Édouard et le Nouveau-Brunswick, qui affichent des ventes au détail à la hausse et une richesse immobilière à la baisse depuis 2009-2010 (voir annexe à la page 61).

La crise financière semble avoir eu un impact plus prononcé sur la consommation en Alberta et en Colombie-Britannique, comme on peut le constater en observant les ventes au détail mensuelles totales (réelles per capita) qui ont chuté d'environ 17% et 14% respectivement entre 2007 et 2009. Pour les autres provinces, la crise de 2008 semble avoir engendré des pertes se situant entre 0% et 7% (moyenne de 3.5%). Depuis 2013-2014 on remarque une tendance à la hausse évidente des ventes en Ontario et en Colombie-Britannique, alors que depuis 2014 (chute du prix du pétrole) on remarque l'opposé pour l'Alberta et la Saskatchewan.

Pour l'Alberta et la Saskatchewan, on remarque un mouvement semblable des ventes au détail totales, ainsi que pour certaines catégories de leurs ventes. Bien que ce soit beaucoup plus marquant pour l'Alberta, ces deux provinces voient leurs ventes monter, redescendre, remonter pour redescendre une fois de plus.



Ventes au détail par catégorie (voir annexe aux pages 62-65)

En ce qui concerne les ventes de *véhicules et de pièces automobiles*, toutes les provinces observent un sentier similaire à la hausse, mis à part la Saskatchewan et l'Alberta, qui elles présentent une évolution plus distincte, tel que mentionné plus haut.

Lorsqu'on regarde les ventes de *meubles et d'accessoires de maison*, on remarque surtout l'Alberta et la Colombie-Britannique, qui subissent chacune une correction plus prononcée lors de la crise de 2008. Les ventes en Colombie-Britannique sont toutefois maintenant revenues à leur niveau d'avant crise, contrairement à celles de l'Alberta, qui demeurent environ 15% en dessous de leur niveau d'avant crise.

Les ventes d'*appareils électroniques et ménagers* nominales diffèrent grandement des ventes réelles. Cette catégorie de biens a connu une forte dépréciation au niveau des prix. Une fois corrigées, on remarque que pour la majorité des provinces, les ventes ont atteint leur sommet entre 2010 et 2012 et que depuis elles sont restées assez stables, hormis en Nouvelle-Écosse et à l'Île-du-Prince-Édouard où on a observé une tendance à la baisse. Une fois de plus, les ventes en Alberta et en Saskatchewan suivent la forme d'un (M). Les ventes en Ontario et en Colombie-Britannique ont-elles continué d'augmenter, contrairement aux autres provinces.

Les ventes de magasins d'alimentation nominales diffèrent elles aussi grandement des ventes réelles. En effet, pour l'année 2016, les ventes de magasins d'alimentation réelles (ajustées pour les prix de 2002) pour le Canada sont environ 30% plus faibles que les ventes nominales. Afin de s'assurer que cette divergence entre les ventes réelles et nominales soit juste, on peut comparer nos données avec les données des dépenses des ménages canadiens, qui entrent dans la composition du PIB (disponibles sur Statistique Canada). En comparant les dépenses de produits alimentaires et de boissons non alcoolisées (réelles et nominales) des ménages canadiens, on remarque que ces dépenses pour l'année 2016 sont elles aussi environ 30% inférieures lorsqu'elles sont présentées en valeurs réelles.

SECTION IV

MÉTHODOLOGIE

Tel que mentionné plus tôt, afin d'évaluer l'impact du prix des maisons sur la consommation, un vecteur autorégressif (VAR) sera appliqué sur un panel constitué des 10 provinces canadiennes. L'utilisation d'un vecteur autorégressif s'avère particulièrement utile dans une étude comme celle-ci où il est extrêmement ardu de contourner le problème d'endogénéité. Ce type de modèle est une généralisation multivariée d'un processus autorégressif. Il s'agit donc d'un système de plusieurs équations où les variables sont régressées les unes sur les autres de façon retardée. De plus, le VAR enrichi de panel (PVAR) permet de contrôler pour les différentes caractéristiques propres aux régions étudiées, en incorporant des effets fixes dans le modèle.

4.1 Vecteur autorégressif

Un vecteur autorégressif avec une structure de (p) retards, VAR(p), se présente sous la forme matricielle suivante :

$$Y_t = \beta_1 Y_{t-1} + \beta_2 Y_{t-2} + \dots + \beta_p Y_{t-p} + \varepsilon_t$$

Dans le contexte de cette recherche, où cinq variables sont évalués (consommation, salaire, richesse boursière, richesse immobilière et taux d'intérêt),

- $Y_t, Y_{t-1}, Y_{t-2}, \dots, Y_{t-p}$ sont des vecteurs (5x1),
- $\beta_1, \beta_2, \dots,$ et β_p sont des matrices (5x5) contenant les coefficients autorégressifs et
- ε_t est un vecteur (5x1) comprenant les termes d'erreurs.

$$\begin{bmatrix} y_{1,t} \\ y_{2,t} \\ y_{3,t} \\ y_{4,t} \\ y_{5,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \beta_{11} & \beta_{12} & \beta_{13} & \beta_{14} & \beta_{15} \\ \beta_{21} & \beta_{22} & \beta_{23} & \beta_{24} & \beta_{25} \\ \beta_{31} & \beta_{32} & \beta_{33} & \beta_{34} & \beta_{35} \\ \beta_{41} & \beta_{42} & \beta_{43} & \beta_{44} & \beta_{45} \\ \beta_{51} & \beta_{52} & \beta_{53} & \beta_{54} & \beta_{55} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{1,t-1} \\ y_{2,t-1} \\ y_{3,t-1} \\ y_{4,t-1} \\ y_{5,t-1} \end{bmatrix} + \dots + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t} \\ \varepsilon_{2,t} \\ \varepsilon_{3,t} \\ \varepsilon_{4,t} \\ \varepsilon_{5,t} \end{bmatrix}$$

Les prévisions des différentes variables, supposant un modèle VAR avec une structure d'un retard seulement, VAR(1), sont illustrées ci-dessous :

$$y_{1,t+1}^* = \beta_{11}y_{1,t} + \beta_{12}y_{2,t} + \beta_{13}y_{3,t} + \beta_{14}y_{4,t} + \beta_{15}y_{5,t}$$

$$y_{2,t+1}^* = \beta_{21}y_{1,t} + \beta_{22}y_{2,t} + \beta_{23}y_{3,t} + \beta_{24}y_{4,t} + \beta_{25}y_{5,t}$$

$$y_{3,t+1}^* = \beta_{31}y_{1,t} + \beta_{32}y_{2,t} + \beta_{33}y_{3,t} + \beta_{34}y_{4,t} + \beta_{35}y_{5,t}$$

$$y_{4,t+1}^* = \beta_{41}y_{1,t} + \beta_{42}y_{2,t} + \beta_{43}y_{3,t} + \beta_{44}y_{4,t} + \beta_{45}y_{5,t}$$

$$y_{5,t+1}^* = \beta_{51}y_{1,t} + \beta_{52}y_{2,t} + \beta_{53}y_{3,t} + \beta_{54}y_{4,t} + \beta_{55}y_{5,t}$$

Dans un modèle VAR, la prévision d'une variable exploite non seulement l'information contenue dans la réalisation de cette variable, mais aussi l'information contenue dans les réalisations des autres variables. Ce type de modèle est particulièrement utile lorsque vient le moment d'effectuer des simulations afin d'analyser comment les variables réagissent quand une ou plusieurs d'entre elles subissent un choc. Toutefois, puisque les erreurs du VAR sont généralement corrélées, les chocs induits dans le VAR ne peuvent être interprétés comme étant exogènes et il est donc impossible d'établir un lien de causalité. Les réponses dynamiques des simulations sont donc peu informatives. Par conséquent, il faut représenter le modèle sous la forme de VAR structurel (SVAR). Afin de mieux illustrer ce modèle, considérons un SVAR comprenant deux variables, avec une structure de p retards. Sous forme matricielle ce SVAR peut être représenté comme ceci:

$$AY_t = \beta_1 Y_{t-1} + \beta_2 Y_{t-2} + \dots + \beta_p Y_{t-p} + u_t$$

où

$$A = \begin{bmatrix} 1 & a_{12} \\ a_{21} & 1 \end{bmatrix}, Y_t = \begin{bmatrix} y_{1,t} \\ y_{2,t} \end{bmatrix}, \beta_t = \begin{bmatrix} \beta_{11,t} & \beta_{12,t} \\ \beta_{21,t} & \beta_{22,t} \end{bmatrix}, \text{ et } u_t = \begin{bmatrix} u_{1,t} \\ u_{2,t} \end{bmatrix}$$

Le SVAR peut donc être exprimé comme ceci:

$$\begin{bmatrix} 1 & a_{12} \\ a_{21} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{1,t} \\ y_{2,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \beta_{11} & \beta_{12} \\ \beta_{21} & \beta_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{1,t-1} \\ y_{2,t-1} \end{bmatrix} + \dots + \begin{bmatrix} u_{1,t} \\ u_{2,t} \end{bmatrix}$$

$$E(u_t u_t') = \begin{bmatrix} \sigma_{y1}^2 & 0 \\ 0 & \sigma_{y2}^2 \end{bmatrix}$$

où a_{12} , a_{21} , β_{11} , β_{12} , β_{21} , β_{22} , σ_{y1} , σ_{y2} , sont les huit paramètres structurels à identifier. Afin de trouver une valeur à ces paramètres, le SVAR doit être exprimé en VAR (sa forme réduite) afin de pouvoir être estimé. Voici la forme réduite du SVAR :

$$Y_t = A^{-1}\beta_1 Y_{t-1} + A^{-1}\beta_2 Y_{t-2} + \dots + A^{-1}\beta_p Y_{t-p} + A^{-1}u_t$$

ou encore

$$Y_t = \phi_1 Y_{t-1} + \phi_2 Y_{t-2} + \dots + \phi_p Y_{t-p} + \varepsilon_t$$

$$\text{où } \phi_i = A^{-1}\beta_i \quad \text{et} \quad \varepsilon_t = A^{-1}u_t$$

Un premier problème survient : $y_{1,t}$ est corrélé avec le terme d'erreur $u_{2,t}$. Les estimés du VAR seront donc biaisés, à moins que la valeur de a_{12} ne soit égale à zéro. Lorsque $a_{12} = 0$, $cov(y_{1,t}, u_{2,t}) = 0$, et la variable $y_{2,t}$ n'a pas d'effet contemporain sur la variable $y_{1,t}$. Un deuxième problème demeure : l'estimation du VAR permet d'identifier sept paramètres alors qu'il faut en identifier huit, une impasse connue sous le nom de problème d'identification. L'identification du SVAR peut être accomplie de différentes manières. Chaque stratégie impose des restrictions sur le nombre de paramètres du SVAR à estimer. Dans le cadre de cette recherche, l'approche récursive sera utilisée comme méthode d'identification. Cette méthode suppose que la matrice A est triangulaire inférieure, et ceci crée une structure récursive dans les chocs structurels.

$$A = \begin{bmatrix} 1 & 0 & \dots & 0 \\ a_{21} & 1 & \dots & \dots \\ \dots & \dots & 1 & 0 \\ a_{N1} & a_{N2} & \dots & 1 \end{bmatrix}$$

$$\varepsilon_t = \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t} \\ \varepsilon_{2,t} \\ \dots \\ \varepsilon_{N,t} \end{bmatrix} = A^{-1}u_t = \begin{bmatrix} 1 & 0 & \dots & 0 \\ a_{21} & 1 & \dots & \dots \\ \dots & \dots & 1 & 0 \\ a_{N1} & a_{N2} & \dots & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} u_{1,t} \\ u_{2,t} \\ \dots \\ u_{N,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} u_{1,t} \\ a_{21}u_{1,t} + u_{2,t} \\ \dots \\ a_{N1}u_{1,t} + \dots + u_{N,t} \end{bmatrix}$$

Cette structure implique qu'un choc à la première variable ($u_{1,t}$) affectera toutes les variables contemporaines, mais qu'un choc à la deuxième variable ($u_{2,t}$) affectera toutes les variables contemporaines sauf la première. Ainsi, un choc de la dernière variable ($u_{N,t}$) n'affectera qu'elle-même de façon contemporaine et affectera toutes les autres variables avec un délai d'une période. L'approche récursive impose donc des restrictions sur l'effet contemporain des différents chocs ($u_{1,t}, u_{2,t}, \dots, u_{N,t}$) sur les variables ($y_{1,t}, y_{2,t}, \dots, y_{N,t}$). Reprenons le SVAR à deux variables (y_1 et y_2) illustré un peu plus haut et restreignons $a_{12} = 0$, de sorte à avoir une matrice A triangulaire inférieure.

$$\begin{bmatrix} 1 & 0 \\ a_{21} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{1,t} \\ y_{2,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \beta_{11} & \beta_{12} \\ \beta_{21} & \beta_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{1,t-1} \\ y_{2,t-1} \end{bmatrix} + \dots + \begin{bmatrix} u_{1,t} \\ u_{2,t} \end{bmatrix} \quad \text{et} \quad E(u_t u_t') = \begin{bmatrix} \sigma_{y1}^2 & 0 \\ 0 & \sigma_{y2}^2 \end{bmatrix}$$

Il y a maintenant sept paramètres structurels à identifier, soit $a_{21}, \beta_{11}, \beta_{12}, \beta_{21}, \beta_{22}, \sigma_{y1}$ et σ_{y2} . Comme l'estimation du SVAR en forme réduite nous permet d'estimer la valeur de sept paramètres, le problème d'identification ne se pose plus.

Dans la mesure où l'on s'intéresse seulement à un choc spécifique, un choc sur la variable $y_{1,t}$ par exemple, l'ordre des autres variables devient secondaire. En effet, tant que la variable y_1 , n'est pas affectée contemporainement par les autres variables du modèle, l'ordre des variables suivantes est sans importance. Supposons alors que y_1 ne soit pas affecté contemporainement par les autres variables et que l'on applique un choc seulement sur $y_{1,t}$. On obtient:

$$u_t = \begin{bmatrix} u_{1,t} \\ u_{2,t} \\ u_{3,t} \\ u_{4,t} \\ u_{5,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \end{bmatrix}$$

$$[A][u_t] = \begin{bmatrix} a_{11} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ a_{21} & a_{22} & a_{23} & a_{24} & a_{25} \\ a_{31} & a_{32} & a_{33} & a_{34} & a_{35} \\ a_{41} & a_{42} & a_{43} & a_{44} & a_{45} \\ a_{51} & a_{52} & a_{53} & a_{54} & a_{55} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} u_{1,t} \\ u_{2,t} \\ u_{3,t} \\ u_{4,t} \\ u_{5,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_{11} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ a_{21} & a_{22} & a_{23} & a_{24} & a_{25} \\ a_{31} & a_{32} & a_{33} & a_{34} & a_{35} \\ a_{41} & a_{42} & a_{43} & a_{44} & a_{45} \\ a_{51} & a_{52} & a_{53} & a_{54} & a_{55} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_{11} \\ a_{21}a_{11} \\ a_{31}a_{11} \\ a_{41}a_{11} \\ a_{51}a_{11} \end{bmatrix}$$

Considérons alors un SVAR à quatre variables où est appliqué un choc sur la première variable :

$$\begin{bmatrix} y_{1,t} \\ y_{2,t} \\ y_{3,t} \\ y_{4,t} \\ y_{5,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} & & & & \\ & & & & \\ & & & & \\ & & & & \\ & & & & \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} \beta_{11} & \beta_{12} & \beta_{13} & \beta_{14} & \beta_{15} \\ \beta_{21} & \beta_{22} & \beta_{23} & \beta_{24} & \beta_{25} \\ \beta_{31} & \beta_{32} & \beta_{33} & \beta_{34} & \beta_{35} \\ \beta_{41} & \beta_{42} & \beta_{43} & \beta_{44} & \beta_{45} \\ \beta_{51} & \beta_{52} & \beta_{53} & \beta_{54} & \beta_{55} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{1,t-1} \\ y_{2,t-1} \\ y_{3,t-1} \\ y_{4,t-1} \\ y_{5,t-1} \end{bmatrix} + \dots + \begin{bmatrix} & & & & \\ & & & & \\ & & & & \\ & & & & \\ & & & & \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} 1 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \end{bmatrix}$$

$$y_{1,t} = \phi_1 Y_{t-1} + \phi_2 Y_{t-2} + \dots + a_{11}$$

$$y_{2,t} = \phi_1 Y_{t-1} + \phi_2 Y_{t-2} + \dots + (a_{21}a_{11})$$

$$y_{3,t} = \phi_1 Y_{t-1} + \phi_2 Y_{t-2} + \dots + (a_{31}a_{11})$$

$$y_{4,t} = \phi_1 Y_{t-1} + \phi_2 Y_{t-2} + \dots + (a_{41}a_{11})$$

$$y_{5,t} = \phi_1 Y_{t-1} + \phi_2 Y_{t-2} + \dots + (a_{51}a_{11})$$

où rappelons-le $\phi_i = A^{-1} * \beta_i$

Comme on peut voir, l'ordre des variables y_2, y_3 et y_4 est bel et bien sans importance lorsque l'on considère un seul choc sur la variable y_1 .

4.2 Vecteur autorégressif appliqué à des données de panel

Des données de panel sont des données incorporant deux dimensions : une dimension temporelle dénotée par l'indice t ainsi qu'une dimension transversale dénotée par l'indice i . En d'autres mots, il s'agit de séries d'observations à travers le temps pour plusieurs individus ($X_{i,t}$). Ici le terme individu peut représenter des personnes, des villes, des états, des entreprises, etc.

$$\begin{bmatrix} X_{1,t} & X_{1,t+1} & X_{1,t+2} & \dots & X_{1,t+n} \\ X_{2,t} & X_{2,t+1} & X_{2,t+2} & \dots & X_{2,t+n} \\ X_{3,t} & X_{3,t+1} & X_{3,t+2} & \dots & X_{3,t+n} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ X_{i,t} & X_{i,t+1} & X_{i,t+2} & \dots & X_{i,t+n} \end{bmatrix}$$

Puisqu'elles combinent les dynamiques intra-individuelles et inter-individuelles, les études utilisant des données de panel ont certains avantages par rapport aux études exploitant seulement des séries temporelles ou des données transversales. Elles permettent généralement d'estimer avec plus de précision les paramètres du modèle puisqu'elles comportent souvent plus de degrés de liberté et une plus grande variabilité dans leur échantillon. L'utilisation d'effets fixes permet également de contrôler pour certaines caractéristiques non observables qui varient d'individu en individu, mais pas sur l'horizon temporel.

4.3 Transformation des séries et stationnarité

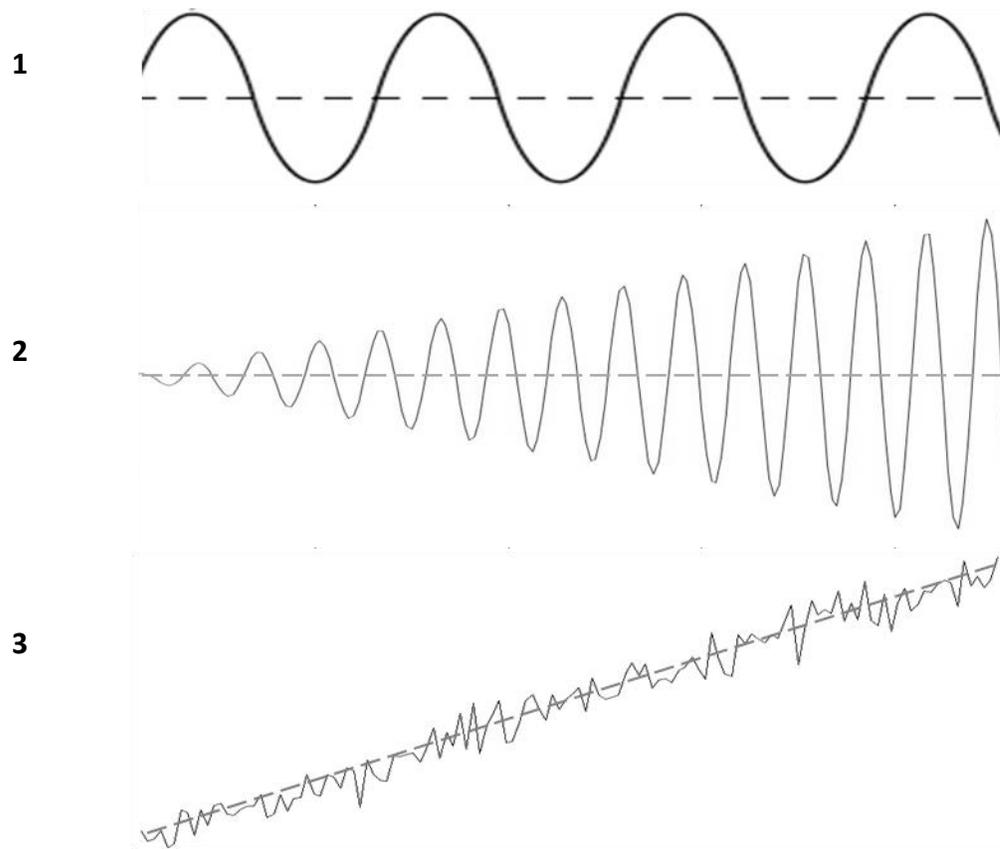
Afin d'effectuer une analyse adéquate au moyen de modèles VAR, il est toutefois important de vérifier certains aspects des séries de données qui seront utilisées dans l'estimation du modèle. Dans un premier temps, tel que mentionné plus haut, les données sont déflatées à l'aide de l'IPC respectif à la province et au sous-secteur d'activité. Par la suite, les séries démontrant la présence d'effets saisonniers sont désaisonnalisées à l'aide de la méthode X-12-ARIMA, telle qu'utilisée par Statistique Canada. Finalement, afin de faciliter l'interprétation des résultats, les séries sur la consommation, la richesse immobilière, le revenu et la richesse boursière, qui sont toutes exprimées en dollar par personne, sont transformées en logarithmes.

$$y_t = \text{Log}(Y_t)$$

Lorsqu'une équation est exprimée en logarithme [$\text{Log}(A) = \beta_B \text{Log}(B) + \beta_C \text{Log}(C)$], les coefficients β_B et β_C ne peuvent plus être interprétés comme étant l'effet marginal des variables B et C sur la variable A , mais représentent plutôt des élasticités. En d'autres mots, A varie de $\beta_B\%$ lorsque B augmente de 1% et varie de $\beta_C\%$ lorsque C augmente de 1%.

Dans le cadre de cette étude, il est préférable de travailler avec des séries stationnaires. Une série stationnaire est beaucoup plus stable et offre de meilleures propriétés statistiques. Une série de données stationnarisée est caractérisée par des mouvements autour d'une moyenne, qui est fixe à travers le temps, et ces mouvements demeurent à l'intérieur de bandes supérieures et inférieures qui sont également fixes à travers le temps. Les moments non conditionnels d'une série stationnaire (la moyenne, la variance et l'autocovariance) ne dépendent donc pas du temps. L'autocovariance [$\text{Cov}(Y_t, Y_{t-i})$] peut toutefois dépendre du délai i . Elle est d'ailleurs généralement utilisée comme mesure de la dépendance temporelle de la variable observée.

Lorsque stationnaire, une série est dépeinte comme ayant une courte mémoire, c'est-à-dire que l'autocovariance tend vers zéro assez rapidement au fur et à mesure que le délai i augmente.



L'illustration ci-haut présente 3 séries temporelles. La première en partant du haut représente une série stationnaire alors que les deux autres ne le sont pas. À travers le temps, la deuxième série ne semble pas avoir une variance constante alors que la troisième ne semble pas avoir une moyenne constante. L'utilisation de séries non stationnaires dans une étude économétrique produira des coefficients d'estimation imprécis ou biaisés auxquels il ne sera pas possible de se fier lors de l'interprétation des résultats.

Dans notre étude, une représentation de la variable d'intérêt sous forme de différence première [$\Delta Y_t = (Y_t - Y_{t-1})$] suffit à convertir cette dernière en un processus stationnaire. Toutefois, le résultat de cette transformation est très bruyant et rend difficile l'interprétation des simulations qui sont effectuées sur les variables. Pour cette raison, une autre méthode, nécessitant l'utilisation d'un filtre Hodrick-Prescott (HP), s'avère plus appropriée.

Le filtre HP est souvent utilisé en macroéconomie afin d'isoler l'effet cyclique d'une série de sa tendance de long terme. Les séries temporelles utilisées dans ce mémoire ne sont pas stationnaires; elles sont en effet composées d'une tendance (T_t) et d'une composante cyclique (C_t): $y_t = T_t + C_t + \varepsilon_t$. Afin de dissocier les deux composantes et d'obtenir les données lissées, représentant la tendance de long terme de la variable, la méthode du filtre (HP) pose un problème de minimisation, où l'on tente de minimiser la fonction objectif suivante pour (T_t) :

$$\min_T \left(\sum_{t=1}^T (y_t - T_t)^2 + \lambda \sum_{t=2}^{T-1} [(T_{t+1} - T_t) - (T_t - T_{t-1})]^2 \right).$$

Le premier terme, $\sum_{t=1}^T (y_t - T_t)^2$, soit la sommation des sommes au carré des déviations de y_t par rapport à sa tendance, représente la volatilité engendrée par les mouvements cycliques. Le deuxième terme, $\lambda \sum_{t=2}^{T-1} [(T_{t+1} - T_t) - (T_t - T_{t-1})]^2$, soit lambda multiplié par la sommation des sommes au carré des secondes différences, capte la volatilité du taux de croissance de la tendance. Le multiplicateur lambda, $\lambda > 0$, permet d'ajuster la sensibilité de la tendance aux fluctuations de court terme. On retrouve généralement dans la littérature une valeur de lambda égale à 100 lorsque la série est annuelle, 1600 lorsque la série est trimestrielle et 14400 lorsque la série est mensuelle. Ravn et Uhlig (2001) ont toutefois démontré que les valeurs de lambda correspondaient plutôt à 6.25 pour une série annuelle, 1600 pour une série trimestrielle et 129600 pour une série mensuelle. Cela étant dit, pour stationnariser une série à l'aide d'un filtre (HP), il faut tout d'abord appliquer le filtre sur la série initiale (y) et en récolter les résultats lissés (y_{HP}). La série stationnarisée est finalement obtenue en effectuant la différence entre la série initiale et les résultats du filtre (HP) : $[y - y_{HP}]$.

4.4 Structure du modèle

Lorsqu'on utilise des modèles autorégressifs ou des vecteurs autorégressifs afin de modéliser des séries temporelles, il est tout d'abord important de déterminer le nombre de retards à inclure dans le processus. Il y a plusieurs façons de déterminer la structure de retards appropriée d'un modèle. Le test du rapport de vraisemblance ainsi que le critère d'information Akaike, seront les deux principales mesures utilisées ici. Le test du ratio de vraisemblance et le critère d'information d'Akaike sont documentés plus en détail en annexe, aux pages 89-90.

Cointégration

Afin de pouvoir poursuivre avec l'application de vecteurs autorégressifs, il est important de s'assurer que les variables qui entrent dans la composition du modèle ne sont pas cointégrées. Pour vérifier cela, le test de cointégration de Johansen ou celui proposé par Engle et Granger peut être effectué. Ces tests produisent deux statistiques, la statistique de Trace et celle de la valeur propre maximale. Lorsque la valeur de ces statistiques est supérieure à la valeur critique, on accepte l'hypothèse selon laquelle les séries sont cointégrées. Ici, les hypothèses nulle et alternative sont :

H₀ : Il n'y a pas de relation de cointégration parmi les séries

H_a : Il y a présence de cointégration parmi les séries

SECTION V

MODÈLE

En premier lieu, avant de procéder à l'estimation de nos différents modèles VAR et PVAR, il est important de s'assurer de travailler avec des données stationnaires, comme il a été mentionné dans la section méthodologie. Or, les données avec lesquelles nous composons sont toutes des séries temporelles illustrant chacune une tendance haussière ou baissière. Le test de Dickey et Fuller nous permet de vérifier s'il y a présence de racine unitaire dans les séries que nous utilisons. Ce test stipule comme hypothèse nulle (H_0) qu'il y a une racine unitaire dans la série testée. Tel qu'illustré dans le tableau 3 ci-dessous, nous remarquons que toutes les séries utilisées démontrent la présence d'une racine unitaire puisqu'en aucun cas l'hypothèse nulle n'est rejetée.

Tableau 3

Test de racine unitaire: p-valeurs résultantes

	TNL	IPE	NÉ	NB	QC	ON	MB	SK	AB	CB
Richesse immobilière	0.83	0.47	0.72	0.74	0.27	0.81	0.94	0.63	0.55	0.46
Consommation	0.18	0.15	0.15	0.26	0.23	0.92	0.62	0.64	0.39	0.93
Salaire	0.70	0.37	0.47	0.56	0.78	0.29	0.48	0.92	0.60	0.95
Richesse boursière	0.19	0.19	0.19	0.19	0.19	0.19	0.19	0.19	0.19	0.19
Taux d'intérêt	0.82	0.82	0.82	0.82	0.82	0.82	0.82	0.82	0.82	0.82

L'utilisation d'un filtre Hodrick-Prescott (HP) nous permet donc ici d'exprimer les données sous une forme stationnaire. À titre d'exemple, l'illustration des séries avant et après la transformation pour la province de l'Ontario se trouve plus bas dans l'annexe aux pages 66-67. Nous avons également tenté de stationnariser les données à l'aide d'une tendance linéaire plutôt que du filtre HP. Néanmoins, lorsque nous utilisons cette méthode la richesse immobilière n'est toujours pas

stationnaire (le test de DF démontre la présence de racine unitaire) et nos réponses dynamiques sont moins précises, comme on peut le voir en annexe aux pages 86-87.

Pour ce qui est de la structure des modèles, une structure à 2 ou 3 retards était généralement suggérée à la fois par le test du ratio de vraisemblance ainsi que par le critère d'information AIC. Une fois la structure de retard adéquate sélectionnée, nous avons vérifié que les séries n'étaient pas affectées par la présence de cointégration. Le test de Johansen n'étant pas significatif, on ne peut donc pas affirmer qu'il y a présence de cointégration, et nous pouvons alors poursuivre avec l'application de nos modèles VAR et PVAR, plutôt que d'avoir à utiliser des modèles à correction d'erreur.

5.1 Ordonnement et hypothèses

L'estimation des modèles VAR et PVAR nous permettra par la suite d'appliquer un choc sur la variable *Richesse immobilière*, afin d'observer la réaction de la variable *Consommation*. Tout d'abord, nous faisons l'hypothèse que la richesse immobilière n'est pas affectée de façon contemporaine par les variables *Consommation*, *Revenu*, *Richesse Boursière* et *Taux d'intérêt* sur une base mensuelle. On trouve qu'il est plausible que le prix des maisons ne réagisse pas instantanément aux variations d'une ou l'autre des variables énumérées dans le modèle. La valeur des actifs moins liquides, comme une maison par exemple, varie généralement avec un retard face aux changements de certaines données économiques, comparativement aux actifs très liquides comme les actions et les obligations qui tendent eux à varier beaucoup plus rapidement.

Les acheteurs et les vendeurs de maisons n'ajustent pas automatiquement leur prix suite à certains changements économiques; l'information prend un certain temps à se répandre dans le marché. Les vendeurs commenceront par exemple à observer un plus grand nombre d'acheteurs (augmentation de la demande), ou ils remarqueront peut-être une diminution de la sensibilité au prix de vente. Ces deux facteurs pousseront alors certains vendeurs à augmenter leur prix, puis cette tendance s'accroîtra et ainsi augmentera le niveau des prix. Une étude effectuée en 2017 par le «BIS», Bank for International Settlements, supporte d'ailleurs cette hypothèse selon laquelle le prix de l'immobilier ne réagit pas instantanément aux chocs, comme des changements de taux d'intérêt par exemple. Case and Shiller (1989), sont arrivés aux mêmes conclusions en étudiant les données aux États-Unis.

Puisque l'intérêt ici est seulement d'évaluer l'impact d'un choc de la richesse immobilière, il est seulement nécessaire d'émettre des hypothèses sur le comportement contemporain de la richesse immobilière en réaction aux mouvements des autres variables. L'hypothèse proposée permet donc de placer la richesse immobilière (y_1) en première place, devant les autres variables, dans le vecteur $Y = [y_1, y_2, y_3, y_4, y_5]'$. Encore une fois, puisque l'on effectue seulement un choc sur $y_{1,t}$, l'ordre de y_2, y_3, y_4 et y_5 est sans importance.

5.2 Ventes au détail totales

Dans un premier temps, une fois l'ordonnement du vecteur Y spécifié et justifié, il est possible d'estimer le modèle VAR suivant pour chaque province par MCO:

$$\begin{bmatrix} y_{1,t} \\ y_{2,t} \\ y_{3,t} \\ y_{4,t} \\ y_{5,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \text{Richesse Immobilière}_t \\ \text{Consommation}_t \\ \text{Revenu}_t \\ \text{Richesse Boursière}_t \\ \text{Taux d'intérêt}_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} A \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} B \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{1,t-1} \\ y_{2,t-1} \\ y_{3,t-1} \\ y_{4,t-1} \\ y_{5,t-1} \end{bmatrix} + \dots + \begin{bmatrix} A \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} u_{1,t} \\ u_{2,t} \\ u_{3,t} \\ u_{4,t} \\ u_{5,t} \end{bmatrix} \quad (5)$$

où la variable *Consommation* est représentée par les ventes au détail totales. Nous obtenons ensuite la matrice de variance-covariance des résidus Σ_ε . Puis, en appliquant la décomposition de Choleski sur la matrice Σ_ε nous obtenons finalement les paramètres du SVAR.⁴ Cette étape complétée, il est ensuite possible de simuler la réponse des ventes au détail totales à un choc de la richesse immobilière. Nous simulons donc un choc sur y_1 au temps t , c.-à-d. que le vecteur $u_t = [1, 0, 0, 0, 0]'$ et que pour tout $j > t$, $u_{t+j} = [0, 0, 0, 0, 0]'$. Rappelons que l'équation (5) peut être réécrite comme ceci :

$$Y_t = A^{-1}\beta_1 Y_{t-1} + A^{-1}\beta_2 Y_{t-2} + \dots + A^{-1}\beta_p Y_{t-p} + A^{-1}u_t$$

$$Y_t = \phi_1 Y_{t-1} + \phi_2 Y_{t-2} + \dots + \phi_p Y_{t-p} + A^{-1}u_t$$

où $\phi_i = A^{-1} * \beta_i$. Les réponses au choc sur $y_{1,t}$, pour les périodes subséquentes sont donc :

$$Y_t = A^{-1}u_t$$

$$Y_{t+1} = \phi_1 Y_t = \phi_1 A^{-1}u_t$$

$$Y_{t+2} = \phi_1 Y_{t+1} = \phi_1^2 A^{-1}u_t$$

⁴ La décomposition de Choleski est une méthode utilisée afin d'obtenir la valeur des paramètres à identifier dans un SVAR. Une description plus détaillée de cette méthode peut être trouvée dans différents ouvrages d'économétrie et d'analyse de séries temporelles.

$\vdots = \vdots = \vdots$

$$Y_{t+p} = \phi_1 Y_{t+p-1} = \phi_1^p A^{-1} u_t$$

Cette étape produit donc 10 réponses dynamiques, soit une par province, et permet de vérifier si la réponse semble homogène de province en province. Après avoir recueilli les 10 réponses dynamiques, nous suivons la même procédure une fois de plus, mais cette fois en estimant le modèle en panel au moyen d'un PVAR, ce qui nous donne une réponse dynamique supplémentaire pour l'ensemble du Canada. Pour y arriver, nous utilisons la méthode proposée par Love & Zicchino (2006) ainsi que le programme développé par Abrigo & Love (2015) permettant d'estimer des VARs en panel à l'aide du logiciel Stata.

Le VAR en panel prend la forme suivante :

$$Y_t = \phi_1 Y_{t-1} + \phi_2 Y_{t-2} + \dots + \phi_p Y_{t-p} + F_i + \mathcal{E}_t$$

où l'on retrouve l'essentiel du modèle VAR présenté plus haut à la page 38, mais auquel s'ajoute le vecteur F_i , qui comprend des coefficients d'effets fixes. L'estimation d'un VAR en panel pose certaines difficultés. Avec ce type de modèle, les effets fixes sont par construction corrélés avec les retards des variables dépendantes (vecteur Y_t). Les coefficients estimés à partir de la méthode des moindres carrés ordinaires sont alors généralement biaisés. Pour cette raison, le modèle est donc estimé en utilisant la méthode des moments généralisés en système. Par la suite, afin d'éliminer les effets fixes, la méthode de différence moyenne future, « forward mean-differencing », communément appelée procédure d'Helmert, est utilisée. Selon Arellano & Bover (1995), son utilisation est préférable à l'utilisation d'une différence première, puisqu'elle produit de meilleurs résultats en présence de séries temporelles persistantes. Pour chaque période, cette méthode soustrait la moyenne de toutes les observations futures. Plus spécifiquement, soit Y_{it}^H la version transformée de Y_{it} via la procédure d'Helmert :

$$Y_{it}^H = \sqrt{\frac{T-t}{T-t+1}} \left(Y_{it} - \frac{1}{T-t} \sum_{n=t+1}^T Y_{in} \right).$$

Le programme conçu par Abrigo & Love (2015) ne permet pas l'inclusion de variables dichotomiques afin d'obtenir le coefficient d'effet fixe individuel à chaque province. Il force plutôt chacune des provinces du panel à avoir la même pente et donc avoir un coefficient commun. Nous perdons donc la faculté de comparer les provinces entre elles. Le PVAR nous renvoie donc seulement une réponse dynamique pour l'ensemble du Canada. Cela dit, le fait d'estimer également chaque province individuellement à l'aide de VAR nous permet d'observer si la consommation réagit différemment au choc de richesse immobilière d'une province à l'autre. L'utilisation du PVAR nous permet néanmoins d'estimer les coefficients du modèle avec beaucoup plus d'observations puisque nous incluons les 10 provinces dans l'estimation. Dans le cas où il y a 230 observations par province, l'estimation des VAR respectifs par province n'inclut que ces 230 observations, alors que le PVAR en inclut 2300 (10 x 230).

5.3 Sous-catégories des ventes au détail

Dans un deuxième temps, nous nous intéressons à certaines sous-catégories des ventes au détail, soit les sept sous-catégories énumérées un peu plus tôt (les ventes de véhicules, de meubles, d'appareils électroniques, de matériel de construction et jardinage, de produits de santé, de nourriture, et finalement les ventes de vêtements et d'accessoires). L'intérêt ici est de vérifier si une des sous-catégories des ventes au détail est plus particulièrement affectée par les mouvements de la richesse immobilière et si c'est le cas pour chaque province. Encore une fois, à l'aide d'un VAR, et en suivant la même méthode qui est illustrée plus haut, nous modélisons donc la réponse des sept sous catégories à un choc de la richesse immobilière, et ce pour chacune des 10 provinces. Nous obtenons ainsi 70 réponses dynamiques (10 provinces et sept sous-catégories). Par la suite, pour chacune des sous-catégories, on estime un PVAR. Cette étape génère sept nouvelles réponses dynamiques pour l'ensemble du Canada (une pour chacune des sept sous-catégories).

5.4 Prix du pétrole

Tel qu'il a été mentionné plus tôt, étant donné l'importance de l'industrie pétrolière dans l'économie de Terre-Neuve-et-Labrador, la Saskatchewan et l'Alberta, on estime à nouveau les VARs pour ces provinces, mais en y ajoutant le prix du pétrole. Puisque le prix du pétrole est fonction d'une multitude de variables économiques mondiales et non spécifiquement canadiennes, cette variable est sans doute la plus exogène des variables utilisées dans nos

modèles. Il est donc logique de la mettre en première position dans notre vecteur $Y = [y_1, y_2, y_3, y_4, y_5, y_6]'$. L'étude d'Hamilton (2009) sur le prix du pétrole et ses déterminants confirme d'ailleurs notre ordonnancement. Selon ses recherches, le prix du pétrole serait affecté par des facteurs qui ont une influence sur la production et la consommation mondiale de pétrole. Il cite entre autres la croissance économique mondiale, des limitations géologiques à la production, des délais de production et le comportement monopolistique des pays membres de l'OPEP.

$$\begin{bmatrix} y_{1,t} \\ y_{2,t} \\ y_{3,t} \\ y_{4,t} \\ y_{5,t} \\ y_{6,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \mathbf{Prix\ du\ pétrole}_t \\ \mathit{Richesse\ Immobilière}_t \\ \mathit{Consommation}_t \\ \mathit{Revenu}_t \\ \mathit{Richesse\ Boursière}_t \\ \mathit{Taux\ d'intérêt}_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} & & & & & \\ & & & & & \\ & & & & & \\ & & & & & \\ & & & & & \\ & & & & & \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} B \\ \\ \\ \\ \\ \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{1,t-1} \\ y_{2,t-1} \\ y_{3,t-1} \\ y_{4,t-1} \\ y_{5,t-1} \\ y_{6,t-1} \end{bmatrix} + \dots + \begin{bmatrix} & & & & & \\ & & & & & \\ & & & & & \\ & & & & & \\ & & & & & \\ & & & & & \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} u_{1,t} \\ u_{2,t} \\ u_{3,t} \\ u_{4,t} \\ u_{5,t} \\ u_{6,t} \end{bmatrix}$$

Avec cette variable additionnelle, nous obtenons de nouvelles réponses dynamiques pour les trois provinces « pétrolières ». Cette étape supplémentaire vient solidifier nos résultats, puisqu'il serait légitime de la part du lecteur de questionner l'absence du prix du pétrole dans les simulations effectuées pour ces trois provinces.

SECTION VI

RÉSULTATS

Une fois la méthodologie expliquée et l'estimation des modèles terminées, nous pouvons maintenant appliquer un choc sur la variable *Richesse immobilière* pour ensuite observer la réaction de la *Consommation*. Comme il a été mentionné précédemment, la contrainte budgétaire intertemporelle d'un individu stipule que sa consommation (C) présente et future est égale à la somme de son stock de richesse (W) et de la valeur actualisée de son revenu (Y).

$$C_1 + \frac{C_2}{1+r} = W + Y_1 + \frac{Y_2}{1+r}$$

On s'attend donc à une réponse positive de la consommation lorsque la richesse subit un choc positif, toutes choses étant égales par ailleurs. Il est à noter que le choc que nous simulons correspond à une variation à la hausse de 1% de la *Richesse immobilière*. De plus, puisque les variables entrent dans le modèle sous une forme logarithmique, la réponse dynamique de la *Consommation* doit être interprétée en %.

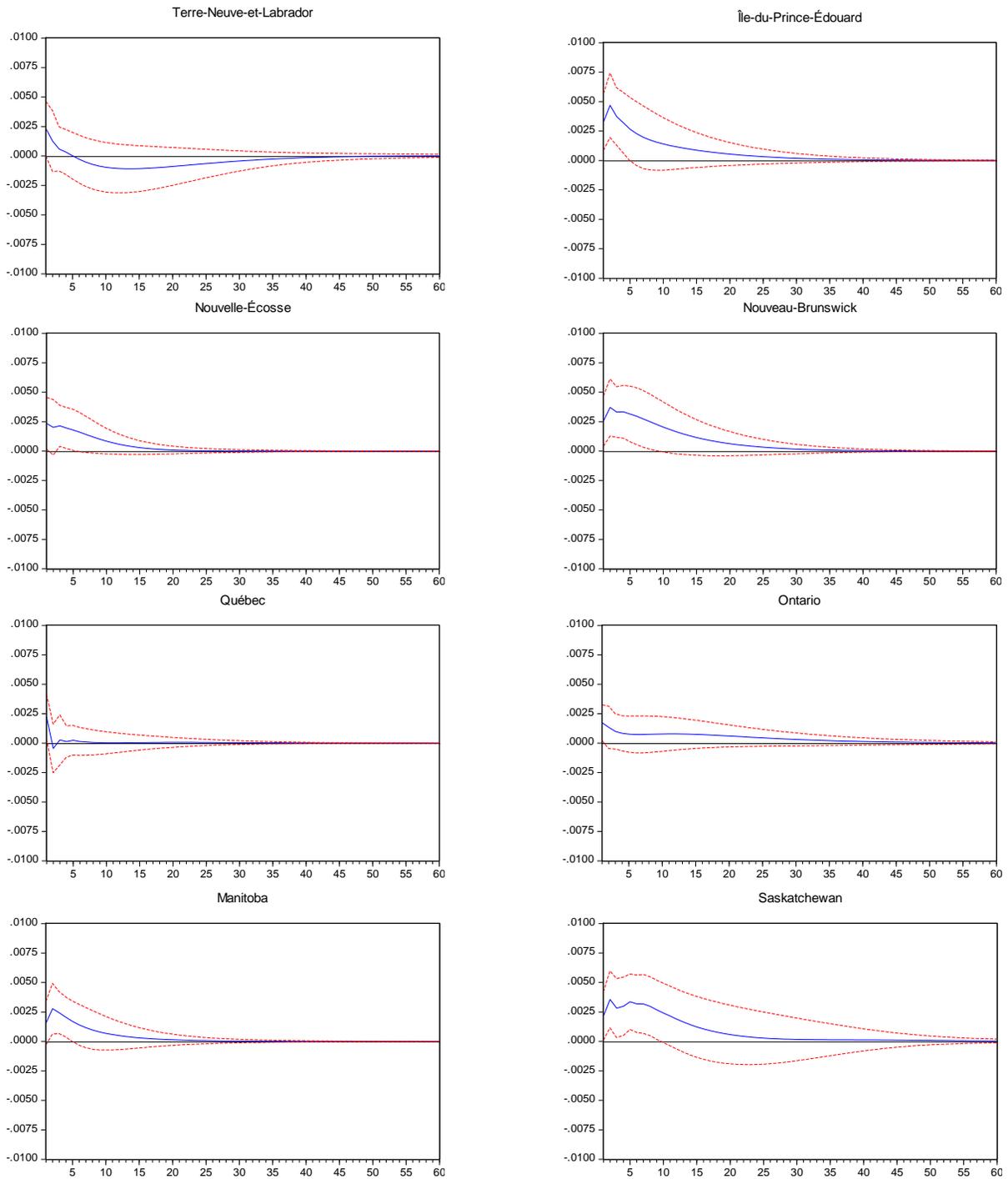
6.1 Réponse des ventes au détail totales

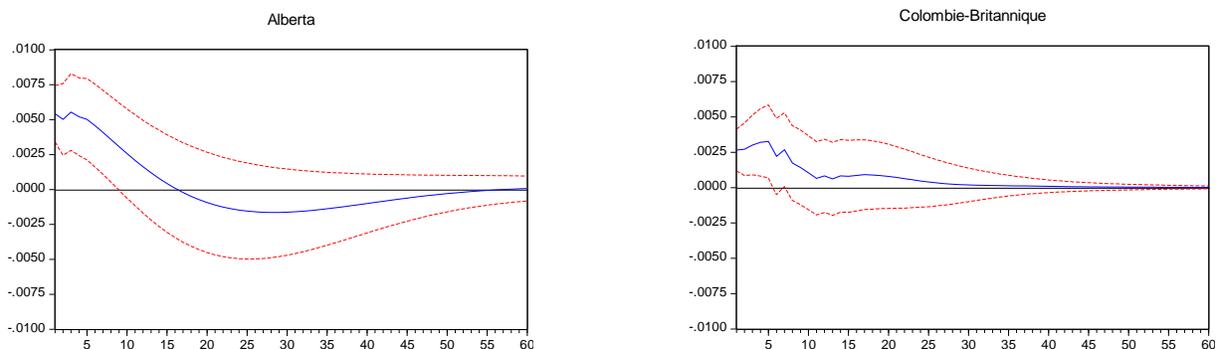
Tel qu'anticipé, les réponses dynamiques de la consommation pour les 10 provinces sont positives. En effet on remarque un effet haussier sur la consommation qui semble s'estomper après une période de 20 à 30 mois (environ deux ans). Pour la majorité des provinces, un choc de l'ordre de 1% de la *Richesse immobilière* semble entraîner une hausse de la consommation d'environ 0.0025% au cours des premiers cinq à dix mois. L'Alberta pour sa part semble réagir deux fois plus fortement avec une hausse de la consommation d'environ 0.0050%. Quant au

Québec, la consommation de la province semble indifférente au choc de richesse immobilière. Les réponses pour les 10 provinces sont illustrées dans la Figure 1 présentée ci-bas.

Figure 1

Réponse mensuelle des ventes au détail totales à un choc de la richesse immobilière





Les réponses que nous obtenons sont similaires à celles obtenues par Desnoyers (2001). De son côté, il obtient pour les États-Unis une augmentation de la consommation d'environ 0.0013% lors des 3 premiers mois, qui s'accroît jusqu'à plus ou moins 0.00475% entre le 12^e et 18^e mois pour ensuite diminuer et s'estomper après 30 à 36 mois. Bien que semblables aux réponses que nous observons suite à notre étude au Canada, les réponses obtenues par Desnoyers (2001) sont un peu plus importantes en magnitude et perdurent plus longtemps. Ces résultats illustrent, comme les nôtres, que la consommation réagit de façon temporaire à un choc de richesse immobilière.

Avec le prix du pétrole vs. sans prix du pétrole

Les réponses obtenues avec et sans la variable captant le prix du pétrole sont pratiquement identiques. Étant donné ces résultats, il ne semble pas primordial d'inclure le prix du pétrole dans nos modèles, et donc, nous poursuivons notre étude en excluant cette variable de nos modèles. Les réponses de la consommation selon les modèles incluant ou non le prix du pétrole se trouvent en annexe à la page 70.

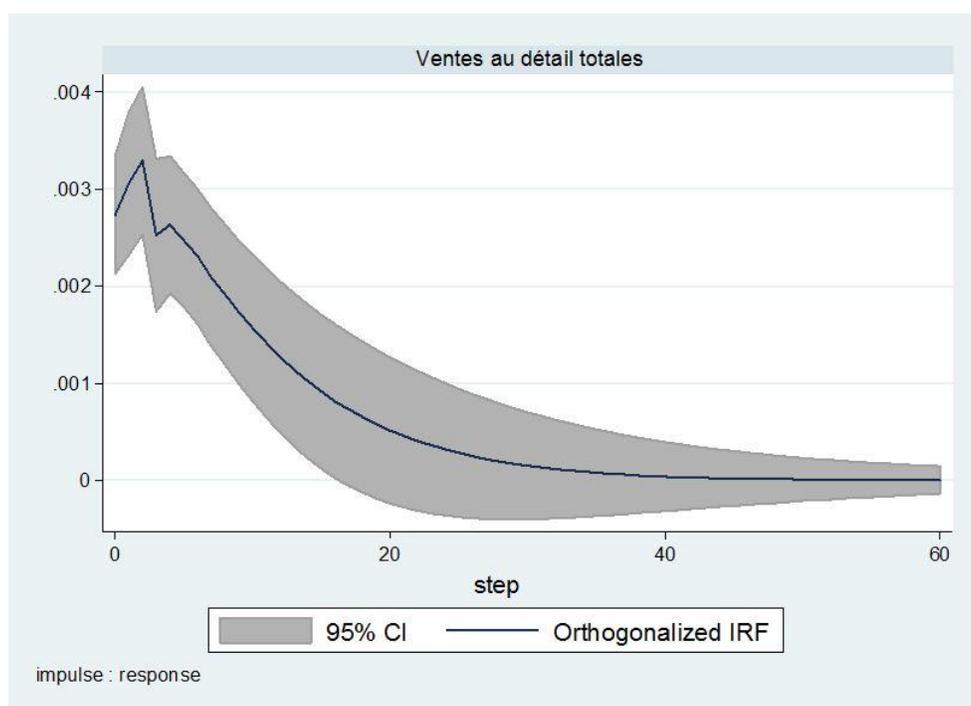
PVAR

Après avoir modélisé chaque province individuellement avec des VARs, nous jetons maintenant un coup d'œil aux résultats que produit notre modèle en panel. On obtient une réponse positive de la consommation de l'ordre d'environ 0.0030%, qui s'estompe encore une fois au bout de 20 à 30 mois. Comme on peut le voir sur la Figure 2 à la page suivante, la réponse du PVAR est très semblable aux réponses illustrées dans la Figure 1 puisque la majorité des provinces observent un comportement semblable de la consommation en réaction au choc de richesse immobilière. Le PVAR nous renvoie toutefois une réponse dynamique avec un plus petit

intervalle de confiance. Le PVAR suggère que pour une augmentation de 100% de la richesse immobilière, la consommation grimpe initialement d'environ +0.3% par mois pour les 5 premiers mois, faibli quelque peu à +0.2% après 10 mois et descend à +0.05% autour du 20^e mois suivant le choc de richesse.

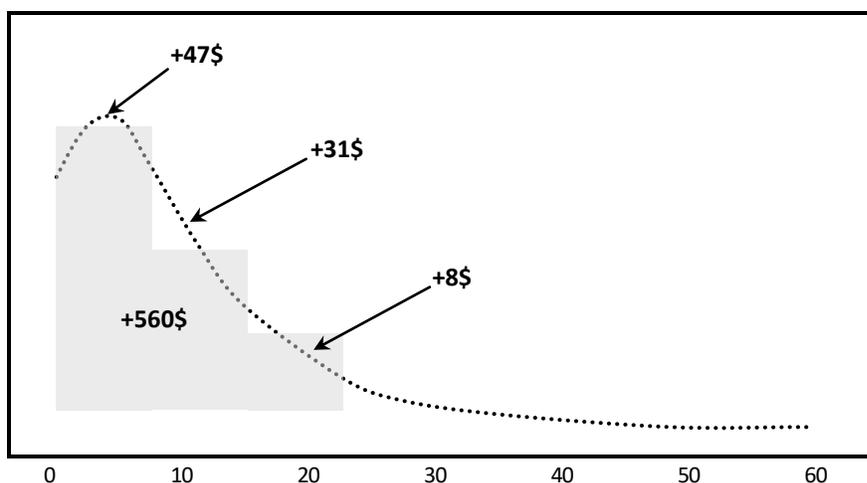
Figure 2

Réponse mensuelle des ventes au détail totales à un choc de la richesse immobilière (PVAR)



De sorte à mieux visualiser et à mieux comprendre l'impact de nos réponses, prenons l'exemple d'un individu avec une richesse immobilière de l'ordre de 40,000\$ et des dépenses de consommation de 250\$ par mois (une situation moyenne lorsque l'on regarde l'ensemble des provinces canadiennes vers la fin des années 1990). Si la richesse immobilière de cet individu augmentait à 65,000\$, cela représenterait un gain de 62.5%. Selon la réponse que nous donne notre modèle PVAR, cette hausse entrainerait une augmentation initiale de 0.1875% de la consommation lors des premiers cinq mois, pour ensuite descendre à +0.125% au 10^e mois puis à +0.031% au 20^e mois. Ceci représente donc environ +47\$ en consommation par mois pour les 5 premiers mois, puis un ralentissement de la hausse pour atteindre +31\$ par mois au 10^e mois et pour ensuite atteindre +8\$ par mois au 20^e mois. Dans ce scénario, au bout du 20^e mois,

l'individu aura dépensé un montant de consommation cumulé d'environ 560\$ supplémentaire au scénario sans choc de richesse immobilière.



Puisque nos modèles ont tous été construits en incorporant des variables réelles per capita, on n'a qu'à multiplier par 30,000,000 (soit la population totale du Canada à la fin des années 1990), afin de représenter l'effet du choc de richesse sur la consommation à l'agrégé pour l'ensemble du pays. 560\$ par individu multiplié par 30,000,000 équivaut à 16,8 milliards de dollars. Au terme d'une période de 20 mois, une hausse de la richesse immobilière de l'ordre de 62.5% aurait entraîné une augmentation d'environ 16,8 milliards de dollars réels des ventes au détail totales canadiennes. Afin de mettre ce chiffre en perspective, notez que vers la fin des années 1990, les ventes au détail totales canadiennes se chiffraient à environ 280 milliards de dollars réels par année.

6.2 Test de robustesse

On émettait plus tôt l'hypothèse selon laquelle la richesse immobilière n'était pas affectée de façon contemporaine par les variables *Consommation*, *Revenu* et *Richesse Boursière* sur une base mensuelle. Si c'est bel et bien le cas, les résultats de nos simulations ne devraient pas être significativement affectés par un changement d'ordonnement. Malgré que l'hypothèse émise semble logique, il est tout de même préférable de vérifier si nos résultats sont sensibles ou non à un changement d'ordonnement. En reprenant notre VAR en panel, mais cette fois en y modifiant l'ordre des variables, nous obtenons encore la même réponse de la consommation (ventes au détail totales) à un choc de la richesse immobilière. Notre hypothèse tient donc la

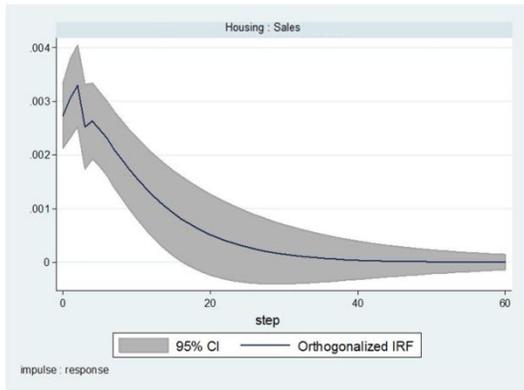
route et l'ordonnancement adopté est adéquat. La Figure 3 présente les réponses dynamiques mensuelles lorsque l'on change l'ordonnancement.

Figure 3

Réponses des ventes à un choc de richesse immobilière selon différents ordonnancements

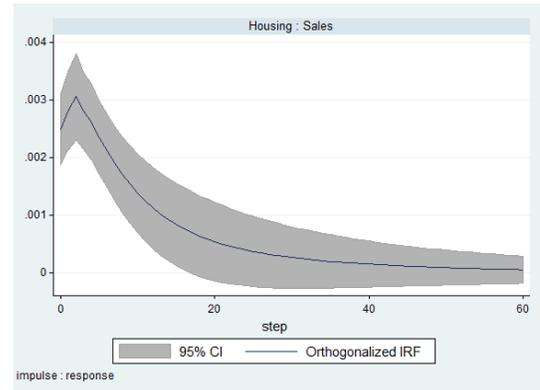
Ordonnancement original

$$\begin{bmatrix} \text{Richesse Immobilière}_t \\ \text{Consommation}_t \\ \text{Revenu}_t \\ \text{Richesse Boursière}_t \\ \text{Taux d'intérêt}_t \end{bmatrix}$$



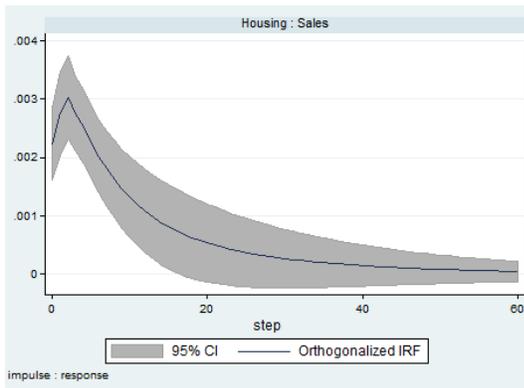
Variation no. 1

$$\begin{bmatrix} \text{Revenu}_t \\ \text{Richesse Immobilière}_t \\ \text{Consommation}_t \\ \text{Richesse Boursière}_t \\ \text{Taux d'intérêt}_t \end{bmatrix}$$



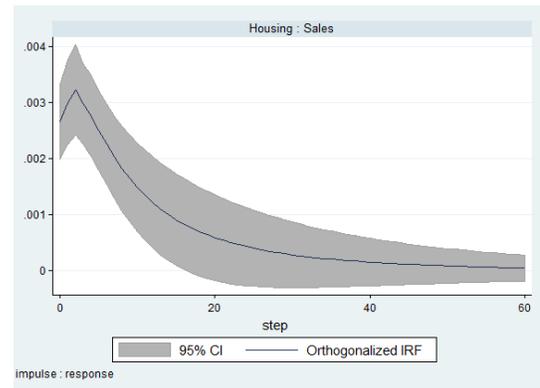
Variation no. 2

$$\begin{bmatrix} \text{Taux d'intérêt}_t \\ \text{Richesse Immobilière}_t \\ \text{Revenu}_t \\ \text{Consommation}_t \\ \text{Richesse Boursière}_t \end{bmatrix}$$



Variation no. 3

$$\begin{bmatrix} \text{Taux d'intérêt}_t \\ \text{Richesse Boursière}_t \\ \text{Richesse Immobilière}_t \\ \text{Revenu}_t \\ \text{Consommation}_t \end{bmatrix}$$



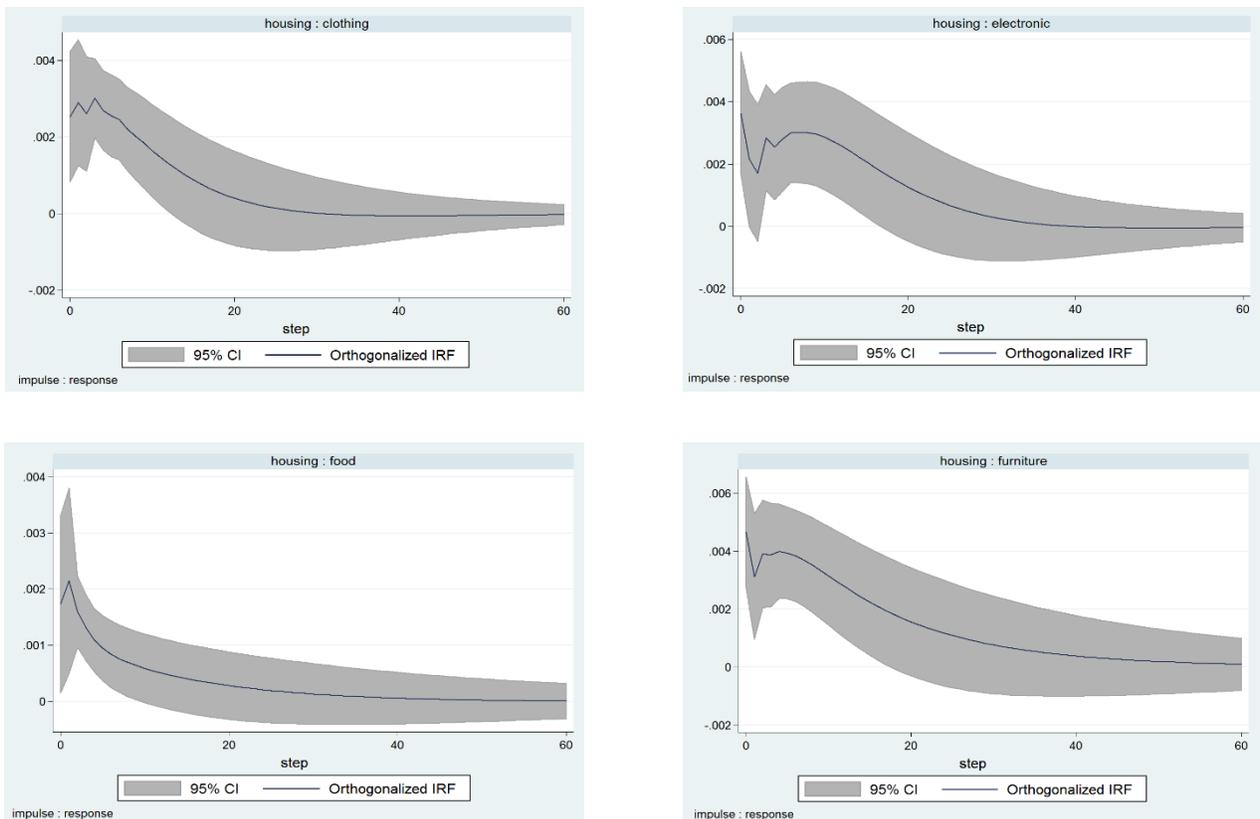
6.3 Réponses des sous-catégories des ventes au détail

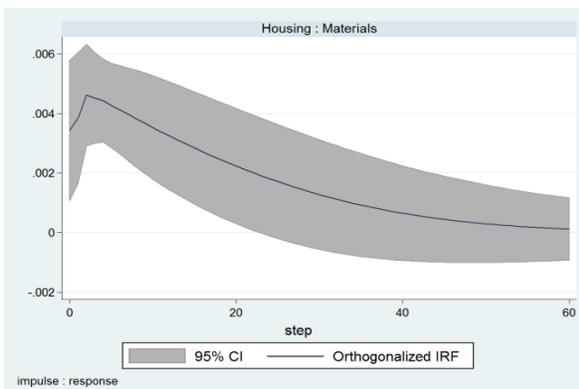
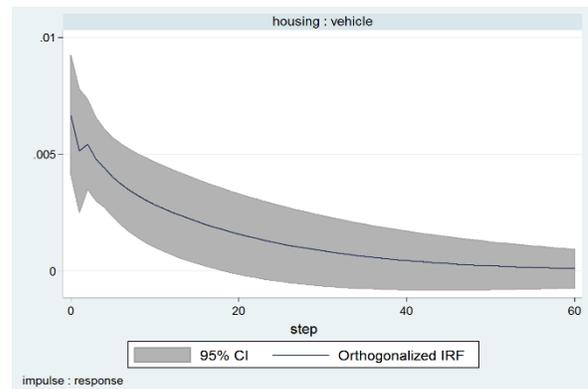
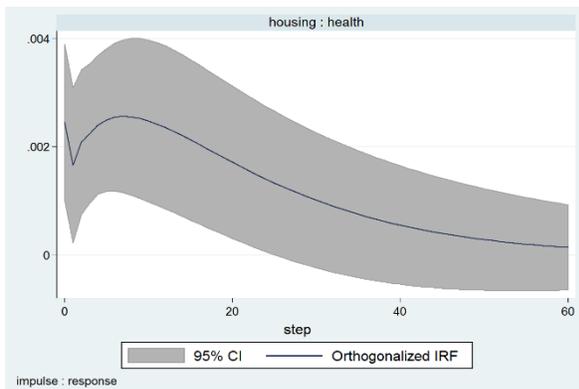
Maintenant, lorsque l'on s'attarde aux sous-catégories des ventes (véhicules, meubles, appareils électroniques, matériel de construction et jardinage, produits de santé, nourriture, vêtements et d'accessoires), on remarque que pour la quasi-totalité, les réponses dynamiques sont positives (voir annexe aux pages 71-77). Toutefois, contrairement aux attentes, la réponse des ventes de véhicules du Nouveau-Brunswick, du Québec et de l'Ontario est négative.

Par la suite, les réponses que nous obtenons avec nos modèles PVAR sont toutes positives (voir la figure 4 ci-dessous). Selon nos modèles, les sous-catégories étant les plus réactives au choc de richesse immobilière sont, de la plus réactive à la moins, les ventes de véhicules, de matériel de construction et d'articles de jardinage, de meubles, d'appareils électroniques, de vêtements, de produits de santé et pour finir de nourriture.

Figure 4

Réponse mensuelle des ventes (sous-catégories) à un choc de la richesse immobilière (PVAR)





Les résultats que nous obtenons nous semblent logiques. On remarque les plus fortes réponses dans les catégories de biens durables (des biens qui sont plus susceptibles d'être achetés à crédit, ou nécessitant parfois du financement). Les véhicules, les meubles et les électroménagers sont des items relativement dispendieux : le type d'achat qu'un ménage peut se permettre de faire lorsqu'il a un bon montant d'argent, ou pour lequel il doit s'endetter. Les biens non durables comme de la nourriture et des produits de santé, ou alors des biens semi-durables comme des vêtements et des accessoires requièrent pour leur part généralement beaucoup moins de fonds pour se les procurer. Ce ne semble donc pas le type de biens pour lesquels il est nécessaire de contracter un prêt bancaire. On remarque d'ailleurs la plus faible réponse dans la catégorie nourriture, tant au niveau de l'intensité que de la persistance. Cela ne semble guère étonnant puisqu'étant un bien périssable, il y a une certaine limite physique à la quantité de nourriture qu'un ménage achète.

En étudiant les données de l'«UK Family Expenditure Survey», Campbell et Cocco (2004) avaient obtenu des résultats appuyant l'hypothèse selon laquelle l'augmentation de la

valeur de l'actif immobilier permettait au ménage d'accroître sa capacité à emprunter, alors qu'ils remarquaient chez les ménages déjà endettés une réponse de la consommation plus prononcée aux prix des maisons que chez les ménages ayant encore une grande capacité à emprunter.

L'augmentation de la capacité d'emprunt permet surtout d'accéder aux items dispendieux, car les items plus abordables ont un effet marginal beaucoup moins important sur l'endettement existant du ménage. En d'autres mots, une famille déjà endettée qui voit sa richesse augmenter peut, certes, consommer plus de vêtements et/ou de nourriture, mais ce qui vient surtout de s'ouvrir à elle, c'est la possibilité d'acquérir des biens qui lui étaient jusqu'à lors « hors de porté ». Les voitures, les meubles sont des types de biens qui sont souvent vendus à crédit. Les rénovations d'une demeure peuvent également être financées grâce à un refinancement de l'hypothèque actuelle du ménage.

L'étude menée en 2004 par Andrew Benito et John Power pour la Banque d'Angleterre, qui examine les données du « Survey of English Housing » (SEH) de 2003, présente des conclusions supportant nos résultats. En effets, les réponses du sondage indiquaient que la majorité des ménages avaient pris la décision d'utiliser l'équité acquise dans leur propriété pour effectuer des rénovations. Ils ont également trouvé une plus importante proportion des ménages indiquant qu'ils avaient utilisé les fonds obtenus pour acheter des nouveaux « objets de maisons » et des véhicules.

Quant à l'étude menée par Canner, Dynan et Passmore (2002) sur l'utilisation des gains en équité issus des biens immobiliers aux États-Unis, les résultats démontrent qu'environ 26% des fonds utilisés l'ont été pour payer d'autres dettes, 35% pour faire des réparations sur leur maison, 16% pour des dépenses de consommation, et 21% pour effectuer divers investissements.

Les résultats que nous obtenons sont donc dans la même lignée que ceux des études citées plus haut, alors que nos plus fortes réponses apparaissent dans les sous-catégories véhicules, matériel de construction et d'articles de jardinage (catégorie correspondant fort probablement aux décisions de rénovations), meubles et appareils électroniques.

Pour ces catégories on remarque toutefois une très forte réponse des provinces de l'ouest (Colombie-Britannique, Alberta, Saskatchewan), par rapport aux autres provinces. La consommation des provinces de l'ouest paraît donc plus affectée par la richesse immobilière des

ménages. Un facteur qui pourrait expliquer cela est que contrairement à celles de l'ouest, les autres provinces ont connu une augmentation beaucoup plus faible de leur richesse immobilière per capita au cours de la période précédant la crise financière de 2008 (voir annexe page 60). Au Canada, entre 2001 et 2007 l'augmentation de la richesse immobilière en dollars réels a été en moyenne de l'ordre de 18,534\$ et de 10,517\$ si on exclut les 3 provinces de l'ouest. Entre 2001 et 2007 l'augmentation de la richesse immobilière en dollars réels pour la Saskatchewan, l'Alberta et la Colombie-Britannique a été de l'ordre de 26,130\$, 43,645\$ et 41,945, respectivement.

SECTION VII

CONCLUSION

Au cours des années 1990 et depuis le début des années 2000, plusieurs chercheurs se sont intéressés à la richesse immobilière et à son effet potentiel sur la consommation des ménages. De nombreuses recherches suggèrent un lien positif entre la richesse et la consommation. Des études plus récentes démontrent également un lien entre la richesse immobilière et le prix des biens de consommation. Toutefois, alors qu'on compte plusieurs travaux effectués sur le sujet aux États-Unis ainsi qu'au Royaume-Uni, peu s'attardent au contexte canadien. Qui plus est, les quelques études portant sur le Canada n'incorporent pas les récentes dynamiques du marché immobilier. Grâce à la bonification de la couverture statistique de *Statistique Canada*, nous avons maintenant accès à de nouvelles séries qui n'étaient pas disponibles aux précédents chercheurs ayant étudié la situation canadienne. Ceci nous a donc permis d'étudier la relation richesse-consommation non pas seulement à l'agrégé pour le pays, mais pour diverses provinces et pour différentes catégories de biens de consommation.

Les résultats que nous avons obtenus au terme de cette étude appuient la thèse selon laquelle un effet de richesse issu des actifs immobiliers a un impact sur le niveau de consommation des ménages. Nous avons par ailleurs validé nos hypothèses d'ordonnancement (hypothèses cruciales lorsque l'on effectue une étude à l'aide de modèles VAR/PVAR), afin de nous assurer de l'exactitude de nos résultats.

Plus spécifiquement, l'effet de richesse semble se manifester davantage dans les catégories de biens durables (véhicules, matériel de construction et de jardinage, meubles et appareils électroniques) que dans les catégories de biens semi et non durables (vêtements et accessoires, produits de santé et nourriture). L'effet est le plus fort au cours des 10 premiers mois puis s'estompe graduellement après une période d'environ 20 à 30 mois. La réponse de la

consommation aux chocs de richesses a été plus intense pour les provinces de l'ouest, provinces qui ont également connu les plus grandes augmentations du prix des maisons entre 2001 et 2007.

Les réponses des ventes de véhicules au Québec et en Ontario nous ont toutefois surprises, puisque contrairement aux autres provinces, elles réagissent négativement au choc de richesse. Afin de clarifier ce point, il faudrait étudier, pour chaque province canadienne, et ce de façon beaucoup plus détaillée, la géographie des bassins de population, la disponibilité des transports publics (métros, trains, autobus), les habitudes de covoiturage, la distance moyenne entre la maison et le lieu de travail des ménages, le coût associé au stationnement d'un véhicule, la présence de systèmes d'autopartage comme car2go ou communauto, etc. Ces caractéristiques nous informeraient alors sur les avantages ou les inconvénients pour un ménage de détenir un ou plusieurs véhicules et nous permettrait peut-être de voir si le Québec et l'Ontario ont une dynamique limitant les incitatifs à se procurer un véhicule.

Notre période d'échantillonnage se termine en septembre 2016. Toutefois, au cours de la dernière année, les prix ont continué de grimper pour les régions de Vancouver et de Toronto, affectant ainsi les provinces de la Colombie-Britannique et de l'Ontario. De plus, de nouvelles taxes ont été adoptées dans ces provinces afin de limiter la spéculation et l'apparition d'une bulle dans le marché immobilier. D'ici quelques trimestres/années, il sera donc intéressant de renouveler la base de données afin d'y incorporer les récents mouvements propres à ces deux provinces.

De plus, l'indice du prix des maisons n'est pas seulement disponible au niveau provincial, mais est également disponible par région métropolitaine. Toutefois, il nous a été impossible de trouver des données sur la consommation à ce niveau. L'accès à des données de consommation plus désagrégées (par région métropolitaine) nous permettrait de capter des dynamiques qui ne sont peut être pas apparentes lorsque l'on utilise des données plus macro comme celles que nous utilisons au niveau provincial. Des données par cohorte d'âges s'avèreraient également intéressantes et permettraient par exemple de vérifier si les jeunes Canadiens épargnent plus afin d'accumuler une mise de fonds pour l'achat d'une maison désormais plus dispendieuse.

BIBLIOGRAPHIE

Abrigo, M RM, I. Love, et al. 2015. "Estimation of panel vector autoregression in Stata." *Stata Journal* 16 (3): 778–804.

Ando, A., & Modigliani, F., 1963. "The 'life-cycle' hypothesis of saving: Aggregate implications and test". *The American Economic Review*, 53, 55–84.

Arellano, M. and Bover O., 1995, "Another Look at the Instrumental Variable Estimation of Error Component Models," *Journal of Econometrics* 68, pp. 29-51.

Atif R. Mian & Amir Sufi, 2009. "House Prices, Home Equity-Based Borrowing, and the U.S. Household Leverage Crisis". NBER Working Papers 15283, National Bureau of Economic Research, Inc.

Benito, Andrew and Power, John, 2004. "Housing Equity and Consumption: Insights from the Survey of English Housing". *Bank of England Quarterly Bulletin*, Autumn 2004.

Calza, A., T. Monacelli, and L. Stracca, 2007. "Mortgage Markets, Collateral Constraints, and Monetary Policy: Do Institutional Factors Matter?" *Centre for Economic Policy Research (CEPR) Discussion Paper No. 6231*.

Campbell, John and João Cocco, 2004. "How Do House Prices Affect Consumption? Evidence from Micro Data". *Harvard University*.

Canner, G., K. Dynan, and W. Passmore, 2002. "Mortgage Refinancing in 2001 and Early 2002". *Federal Reserve Bulletin (December)*, pp. 469–81.

Case, Karl and Robert Shiller, 1989. "The efficiency of the market for single-family homes", *American Economic Review*, vol 79, pp 125–37.

Case, Karl, John Quigley, and Robert Shiller, 2005. "Comparing Wealth Effects: The Stock Market Versus the Housing Market." *Advances in Macroeconomics*, Berkeley Electronic Press, vol. 5(1): 1235-1235.

Case, Karl, John Quigley, and Robert Shiller, 2013. "Wealth Effects Revisited: 1975-2012", NBER WP 18667.

Čeh Časni, A., Dumičić, K., & Tica, J., 2016. "The Panel VAR Approach to Modelling the Housing Wealth Effect: Evidence from selected European post-transition economies". *Naše gospodarstvo/Our Economy*, 62(4), 23–32. DOI: 10.1515/ngoe-2016-0021.

Desnoyers, Y., 2001. "L'effet de la richesse sur la consommation aux États-Unis", document de travail no 2001-14, Banque du Canada.

Dynan, Karen E., and Dean M. Maki, 2001. "Does Stock Market Wealth Matter for Consumption?" Washington: Board of Governors of the Federal Reserve System, FEDS Discussion Paper No. 2001-23.

Friedman, Milton, 1957. "The Permanent Income Hypothesis. A Theory of the Consumption Function". Princeton University Press. ISBN 0-691-04182-2.

Gregory D Sutton, 2017. Dubravko Mihajjek and Agne Subelyte. "Interest rates and house prices in the United States and around the world". BIS Working Papers No 665.

Hamilton, James D., 2009. "Understanding Crude Oil Prices," *The Energy Journal*, International Association for Energy Economics, vol. 30(2), pages 179-206.

International Monetary Fund, 2008. "The Changing Housing Cycle and the Implications for Monetary Policy". *World Economic Outlook* (April): 103–32.

Lettau, M. and Ludvigson, S., 2004. "Understanding trend and cycle in asset values: reevaluating the wealth effect on consumption". *American Economic Review* 94: 276-299.

Love, I. and L. Zicchino (2006), "Financial development and dynamic investment behavior: Evidence from a panel VAR," *The Quarterly Review of Economics and Finance*, vol. 46, pp. 190-210.

Ludvigson, S. and C. Steindel, 1999. "How Important is the Stock Market Effect on Consumption?" *FRBNY Economic Policy Review* July: 29-51.

Macklem, T., 1994. "Wealth, Disposable Income and Consumption: Some Evidence for Canada". Technical Report No. 71. Ottawa: Bank of Canada.

Maki, D.M. and M.G. Palumbo, 2001. "Disentangling the Wealth Effect: A Cohort Analysis of Household Saving in the 1990s". Federal Reserve Board.

Pichette, L. and D. Tremblay, 2003. "Are Wealth Effects Important for Canada?" Bank of Canada Working Paper No. 2003-30.

Ravn, Morten O & Uhlig, Harald, 2001. "On Adjusting the HP-Filter for the Frequency of Observations," *CEPR Discussion Papers* 2858, C.E.P.R. Discussion Papers.

Saiz, Albert, 2008. "On Local Housing Supply Elasticity", Wharton Working Paper, 2008.

Shen, X., Holmes, M. & Lim, S., 2015. "Wealth Effects and Consumption: A Panel VAR Approach," *International Review of Applied Economics*, Taylor & Francis Journals, vol. 29(2), pages 221-237, March.

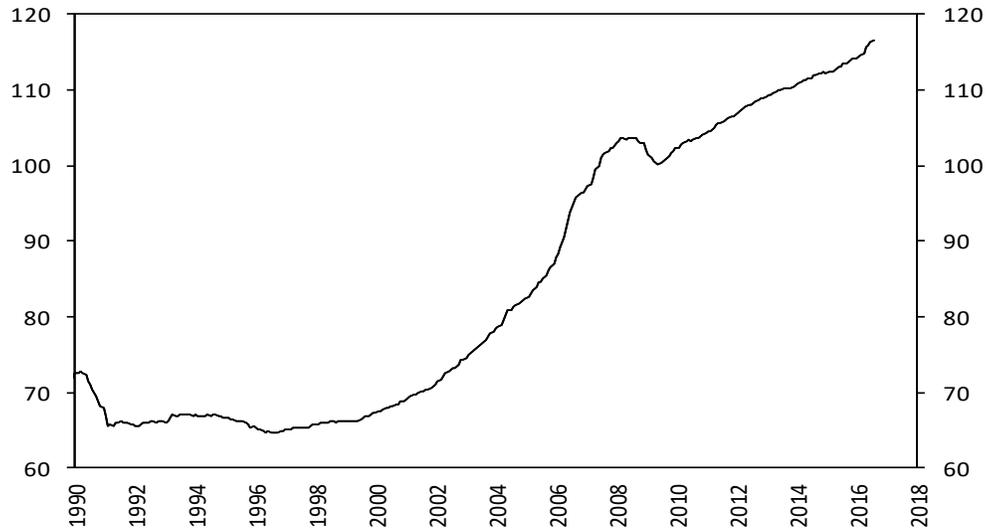
Starr-McCluer, Martha, 1998. "Stock Market Wealth and Consumer Spending." Washington: Board of Governors of the Federal Reserve System, FEDS Paper No. 98-20.

Stroebel, Johannes and Vavra, Joseph, 2014. "House Prices, Local Demand, and Retail Prices". Kilts Center for Marketing at Chicago Booth – Nielsen Dataset Paper Series 1-030.

ANNEXE

Graphique 1

Indice Nominal du Prix des Nouvelles Maisons (Canada)

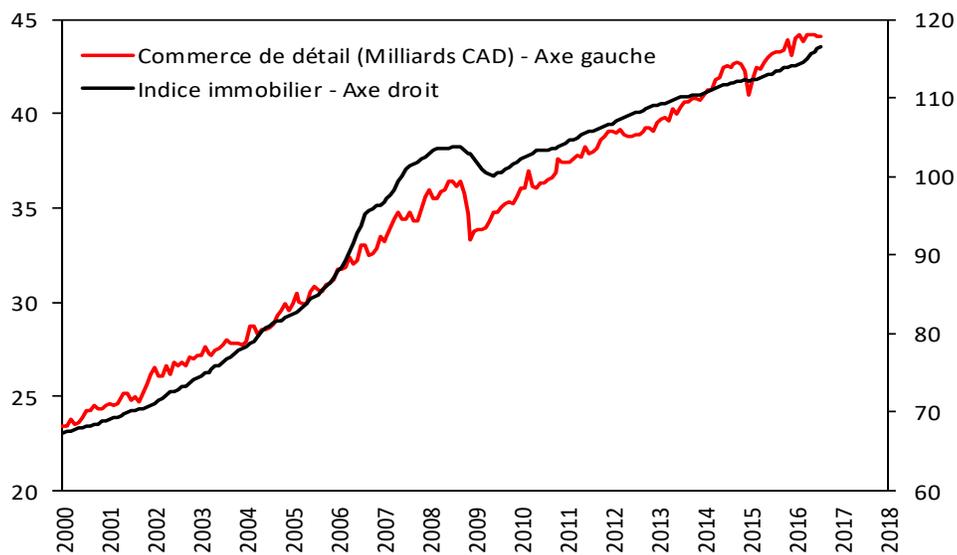


Prix pour le total (Maison et Terrain)

Source: Statistique Canada. Table 327-0046

Graphique 2

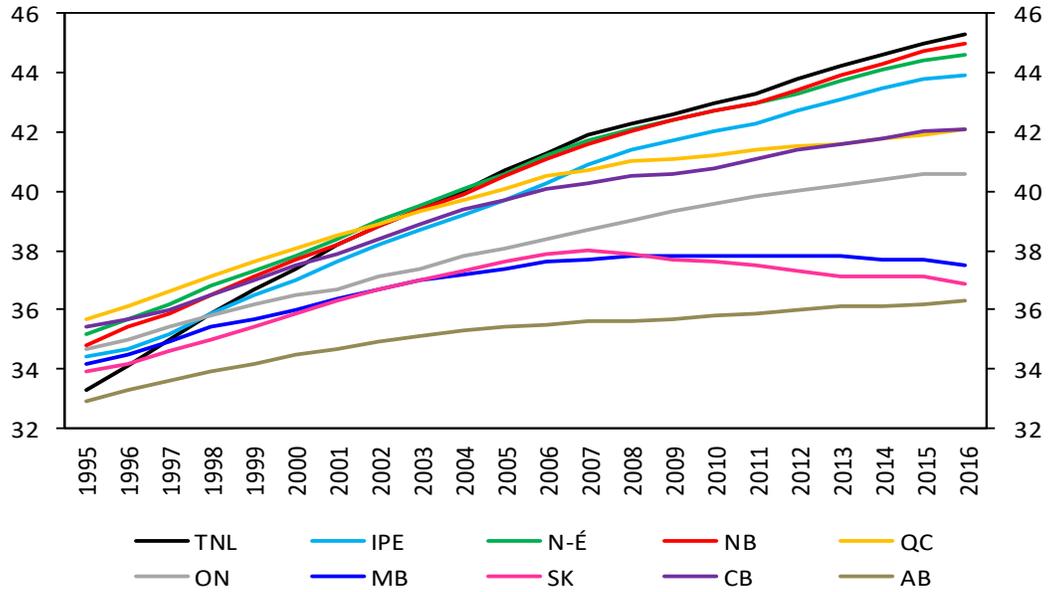
Commerce de détail et Indice de prix immobilier au Canada



Source: Statistique Canada. Tableau 080-0020 et 327 0046

Graphique 3

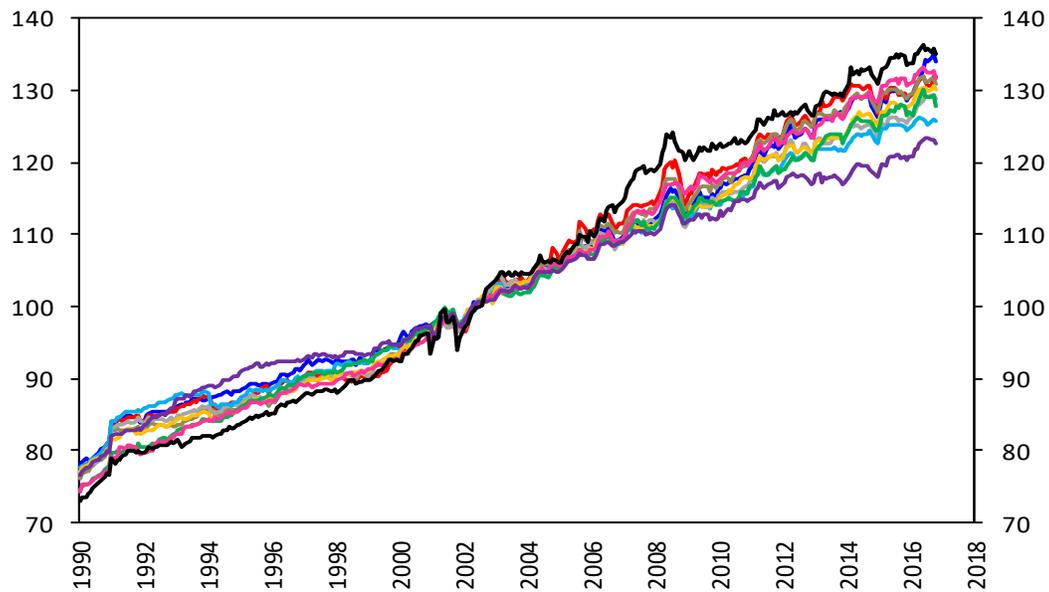
Age Médian de la Population par Province



Source: Statistique Canada

Graphique 4

Indice IPC par Province



Source: Statistique Canada

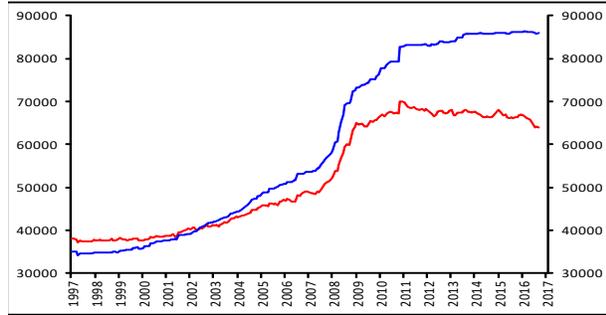
Richesse immobilière et ventes au détail

Valeurs nominales et réelles

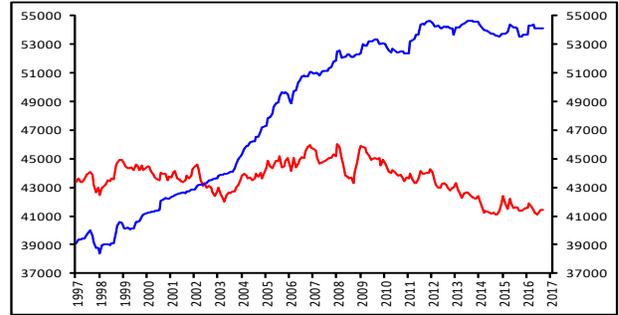
Pages 60-65

Richesse Immobilière Nominale (bleu) et Réelle (rouge) – C\$ Per Capita

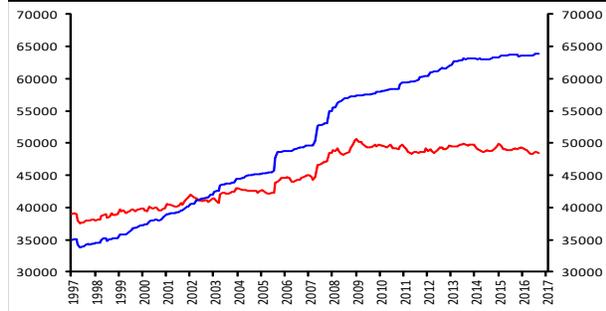
Terre-Neuve-et-Labrador



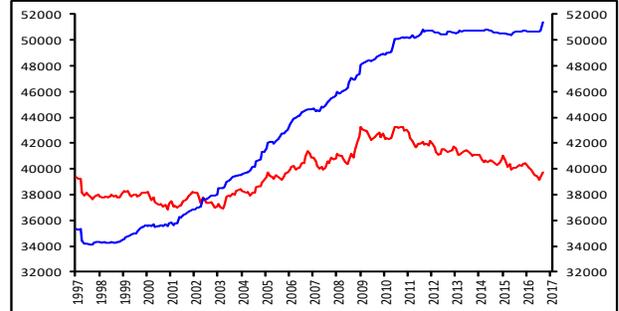
Île-du-Prince-Édouard



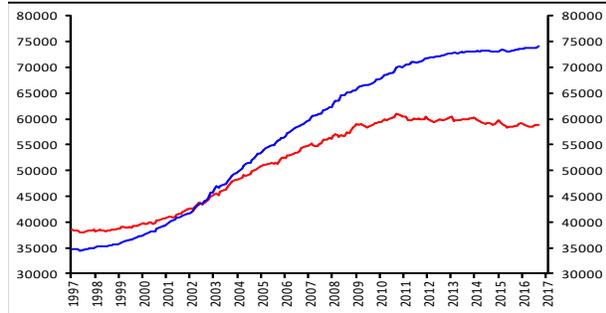
Nouvelle-Écosse



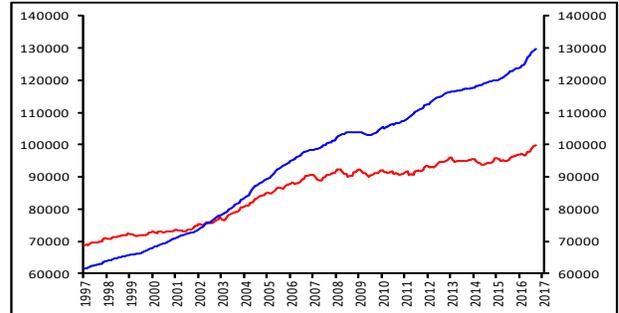
Nouveau-Brunswick



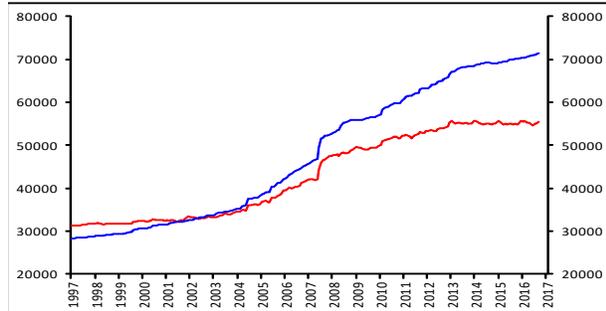
Québec



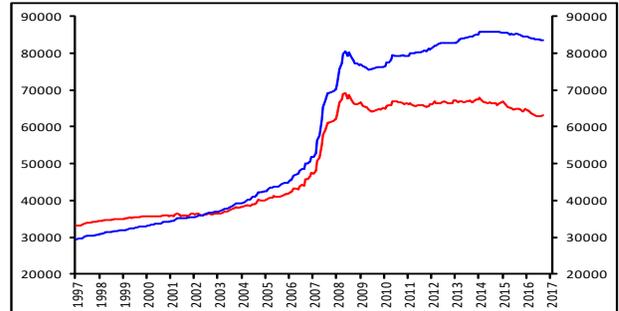
Ontario



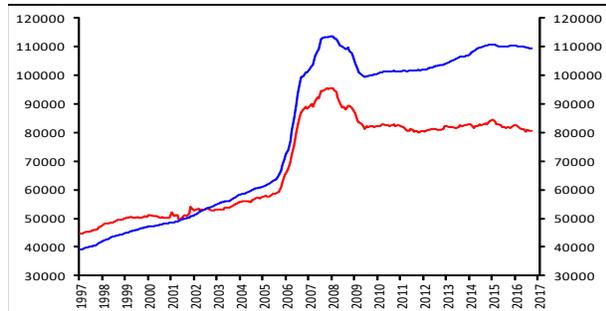
Manitoba



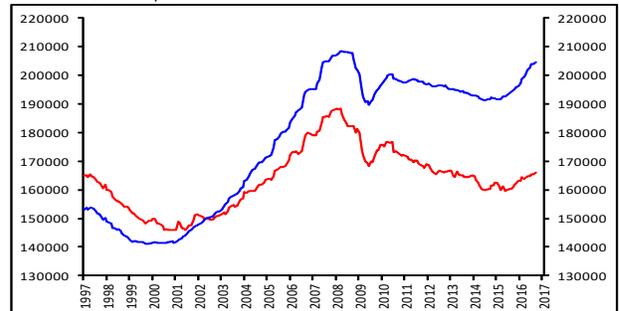
Saskatchewan



Alberta

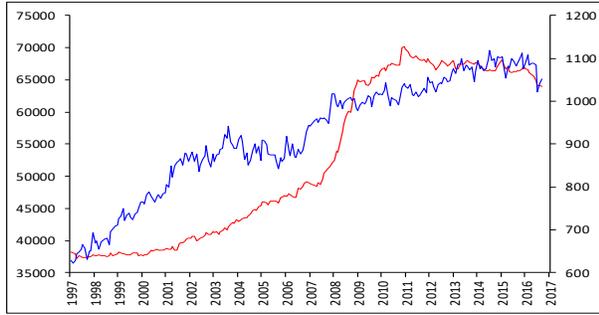


Colombie-Britannique

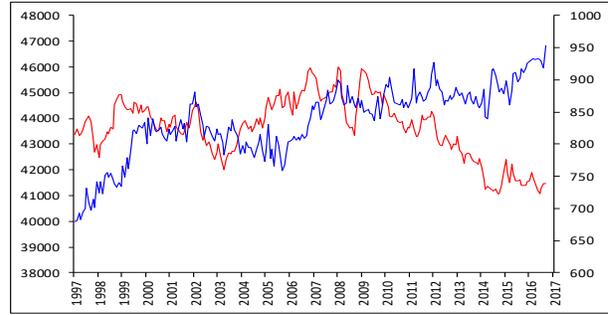


Ventes au Détail Totales (Bleu, Droite) vs. Richesse Immobilière (Rouge, Gauche) – Réel C\$ Per Capita

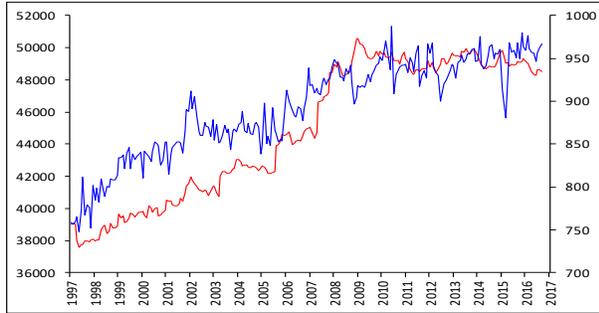
Terre-Neuve-et-Labrador



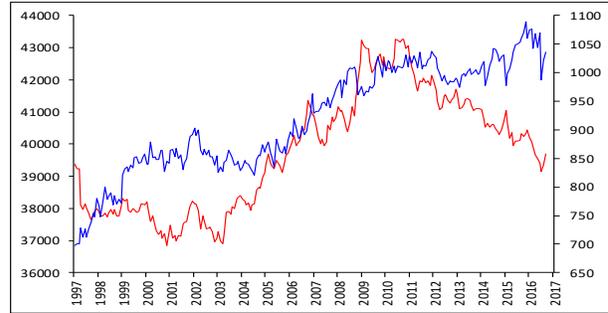
Île-du-Prince-Édouard



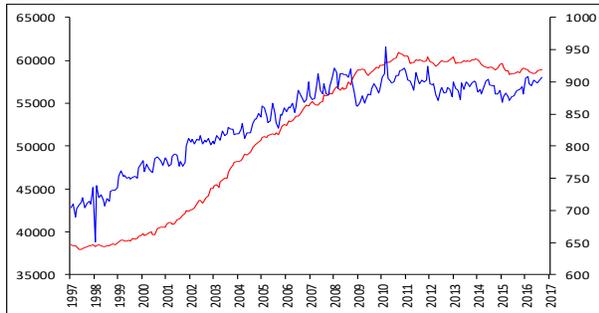
Nouvelle-Écosse



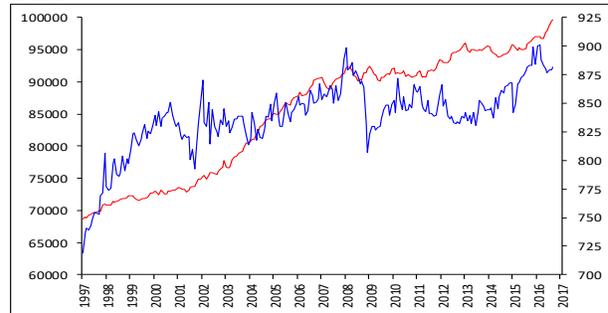
Nouveau-Brunswick



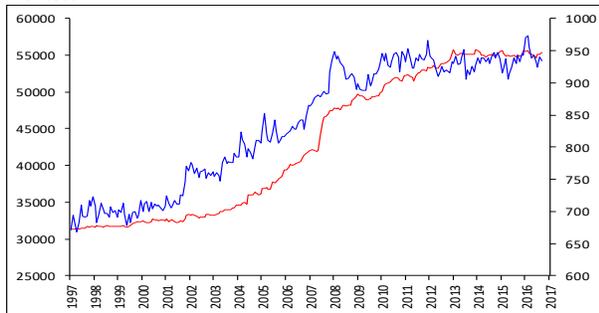
Québec



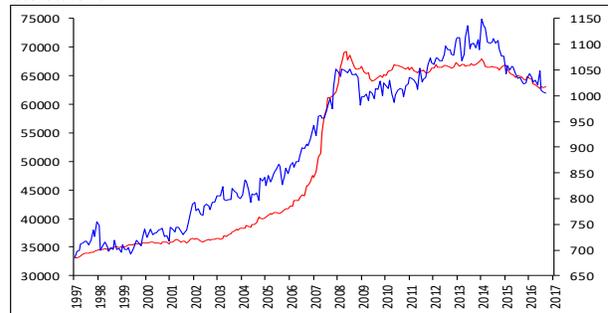
Ontario



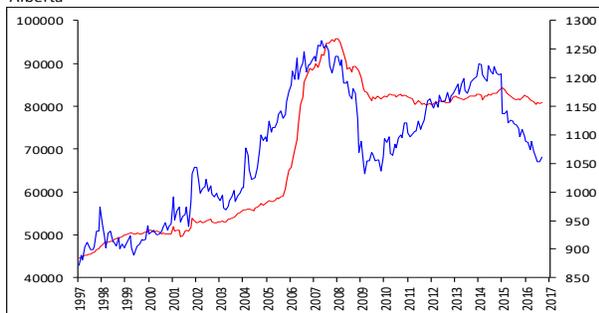
Manitoba



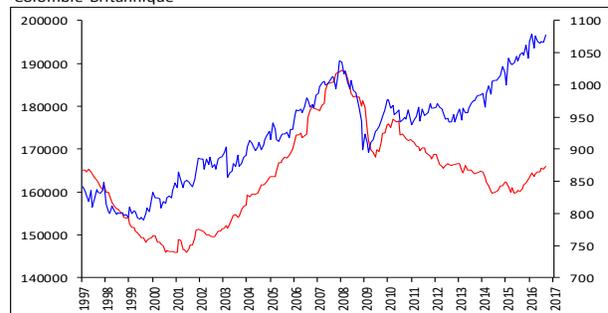
Saskatchewan



Alberta



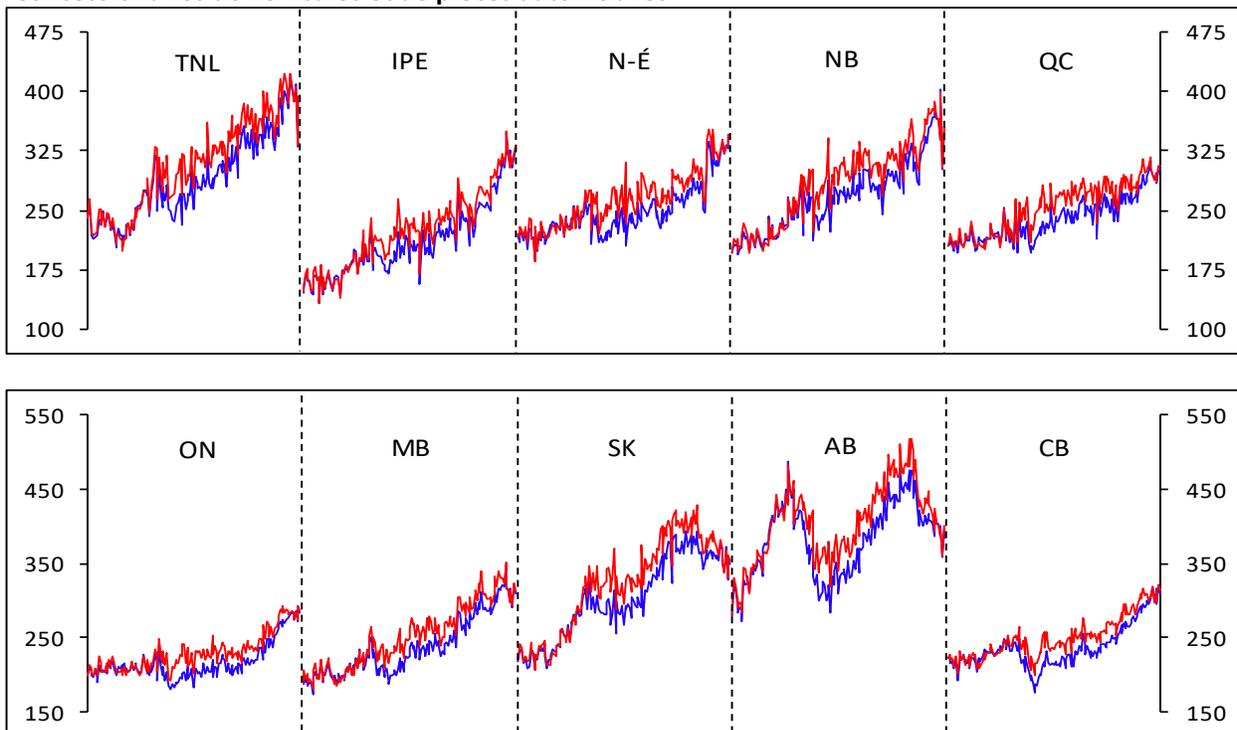
Colombie-Britannique



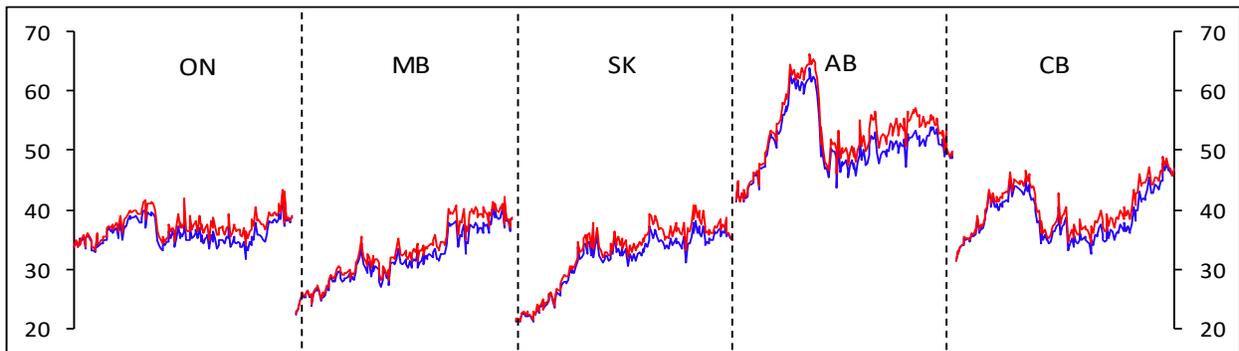
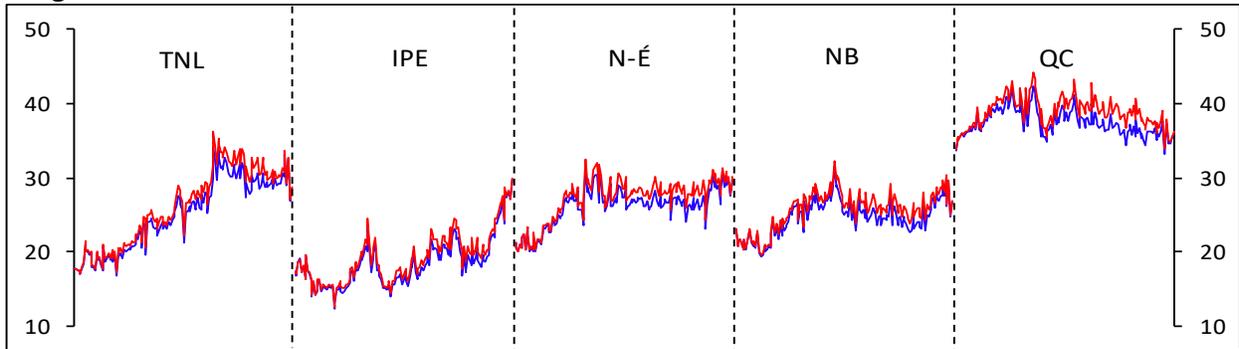
Sept sous-catégories des ventes au détail (valeur réelle vs. nominale)

- En dollars canadiens
- Per capita
- Valeur réelle (série rouge)
- Valeur nominale (série bleue)
- Période : janvier 2004 à septembre 2016

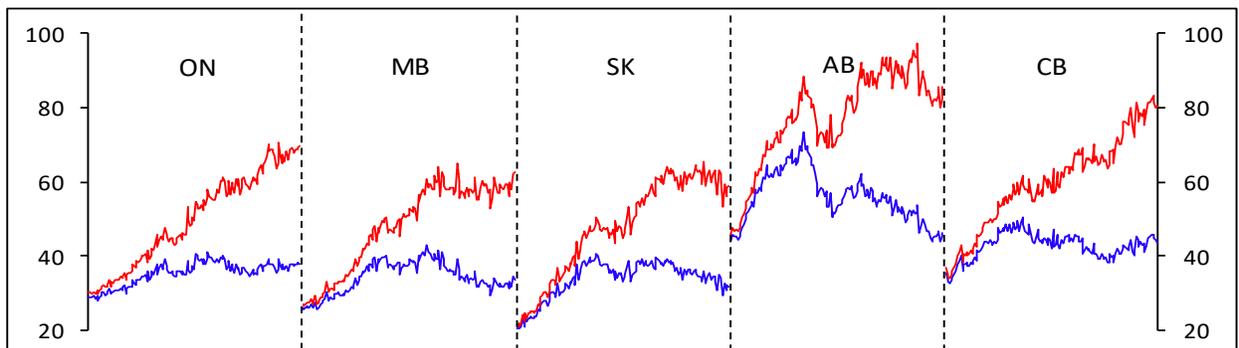
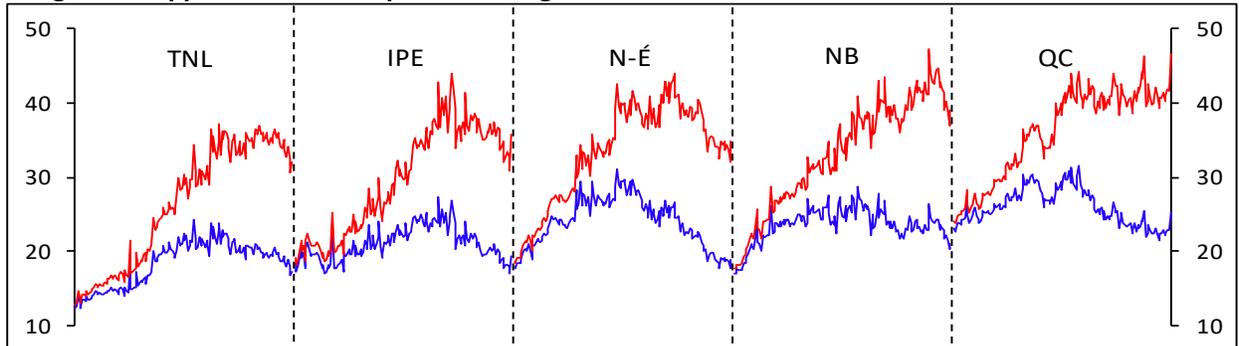
1 Concessionnaires de véhicules et de pièces automobiles



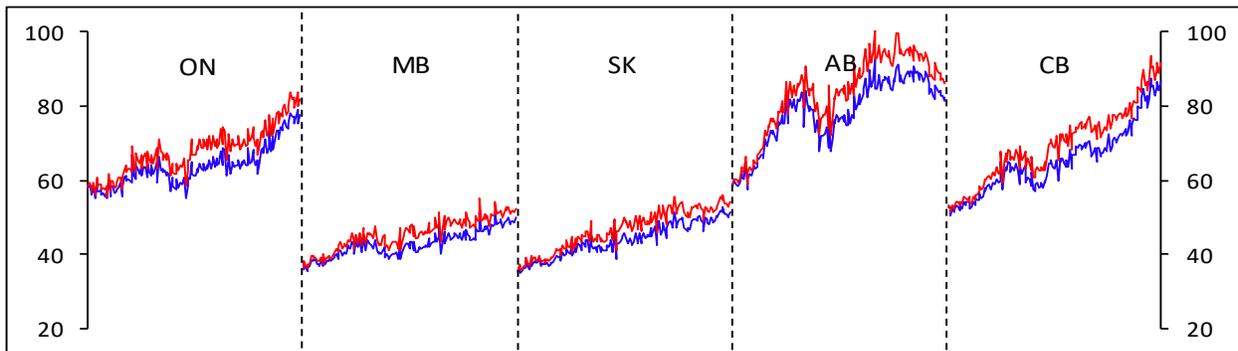
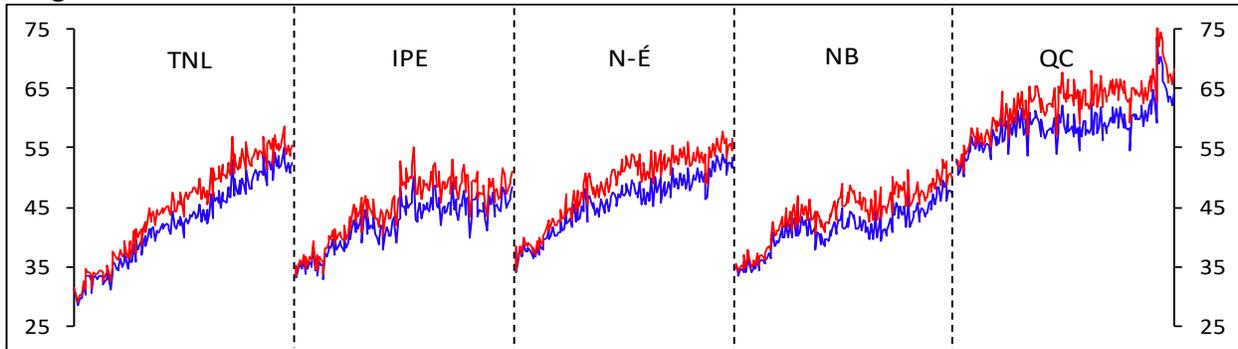
2 Magasins de meubles et d'accessoires de maison



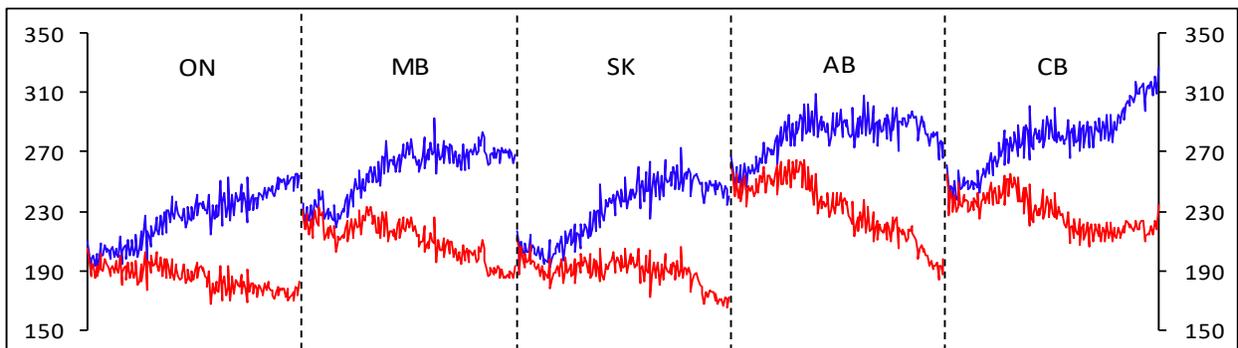
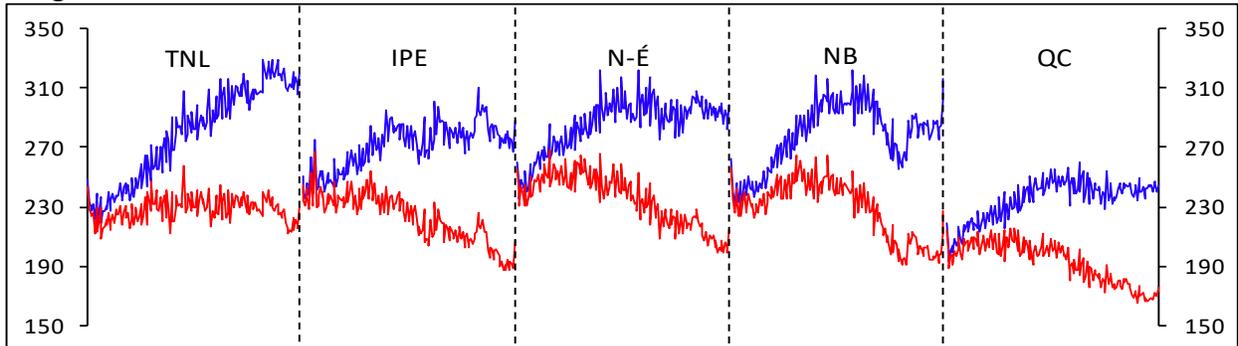
3 Magasins d'appareils électroniques et ménagers



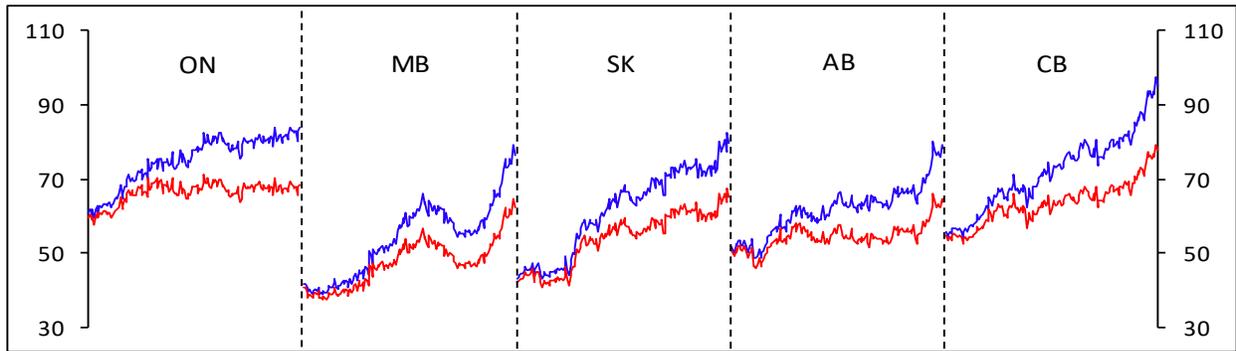
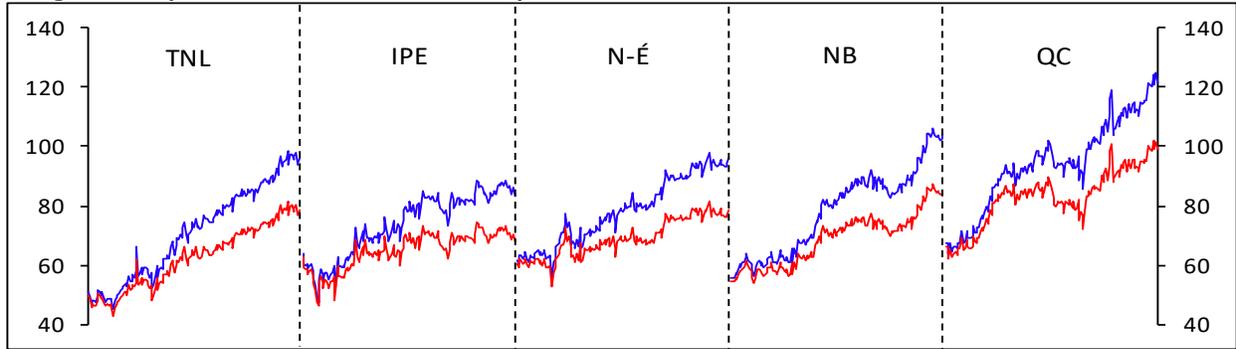
4 Magasins de vêtements et d'accessoires vestimentaires



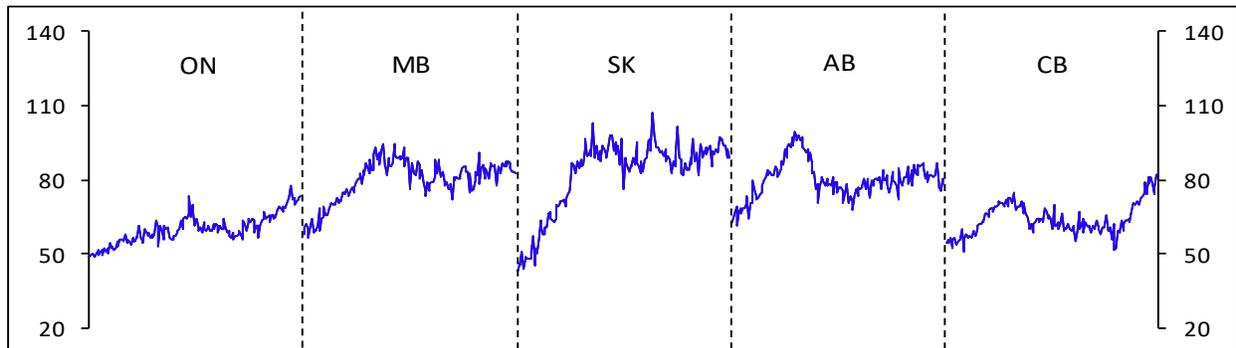
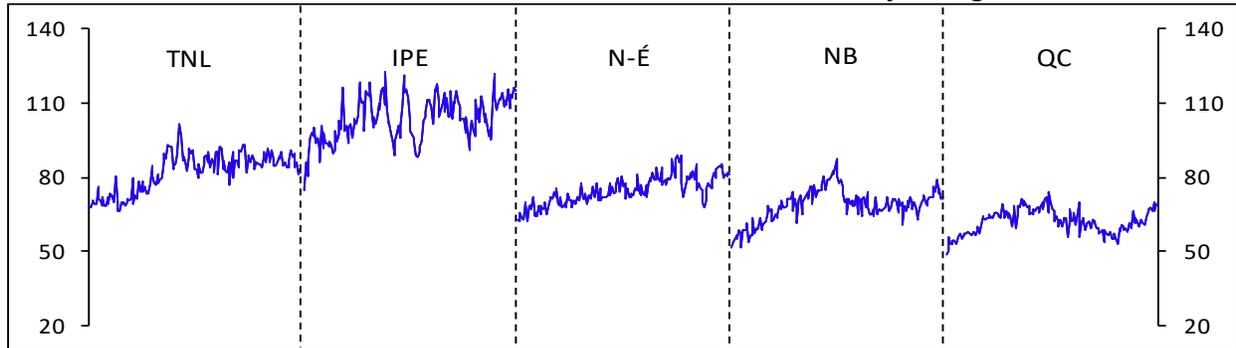
5 Magasins d'alimentation



6 Magasins de produits de santé et de soins personnels



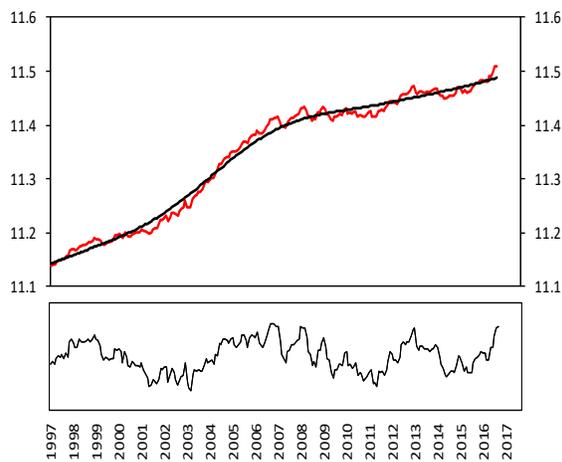
7 Marchands de matériaux de construction et de matériel et fournitures de jardinage



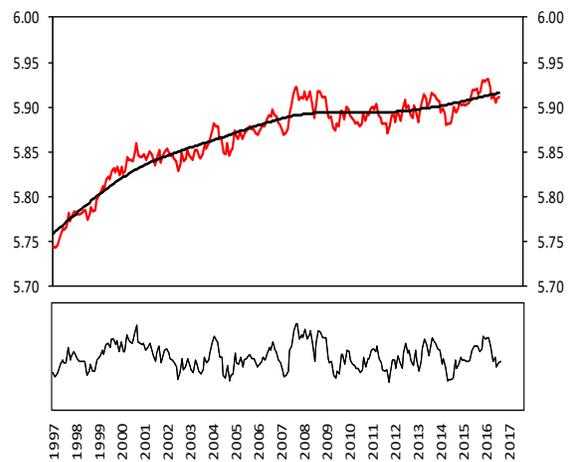
Exemple de séries avant et après la transformation à l'aide d'un filtre Hodrick-Prescott (HP)

Données (log) pour la province de l'Ontario stationnarisées à l'aide d'un filtre HP

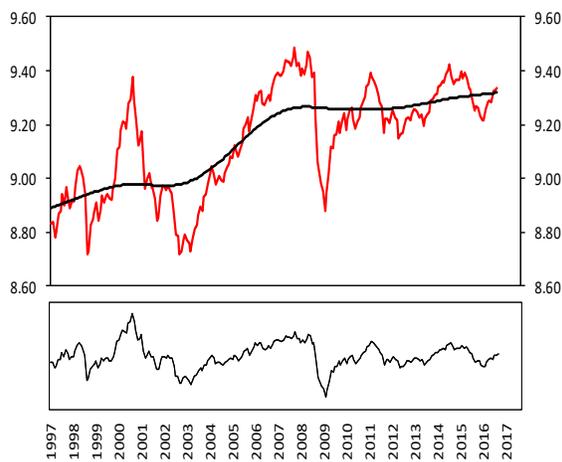
Stationnarisation de la Richesse Immobilière - Ontario



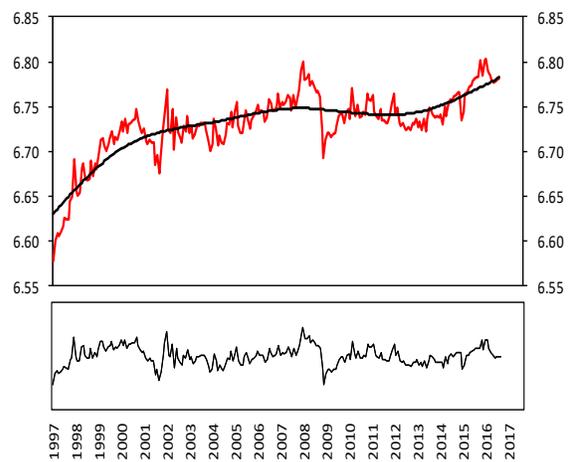
Stationnarisation du Salaire - Ontario



Stationnarisation de la Richesse Boursière - Ontario

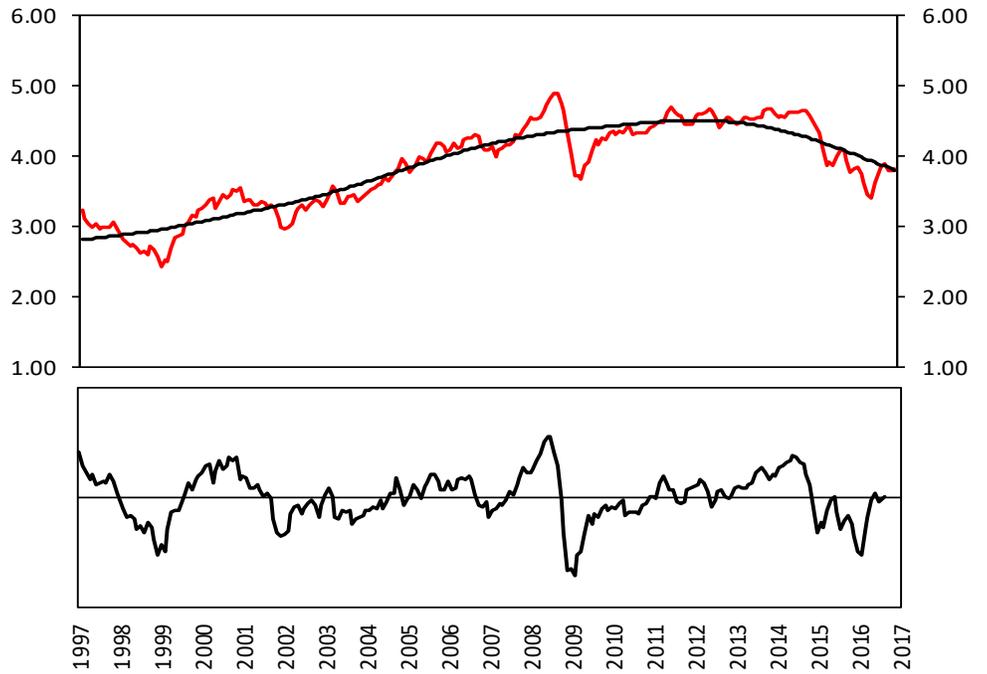


Stationnarisation de la Consommation - Ontario

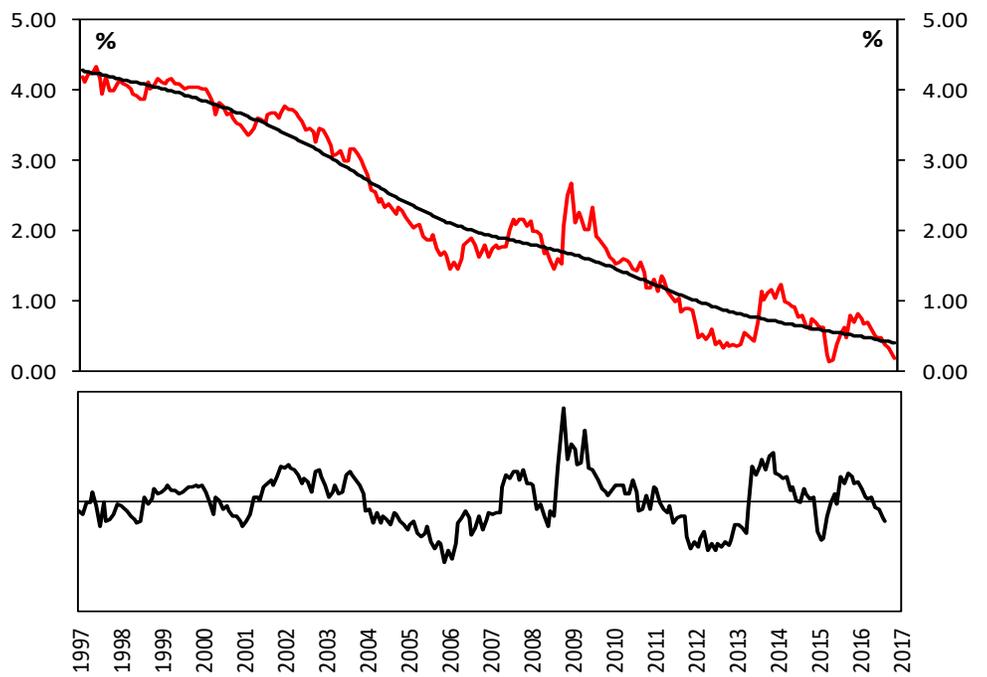


Prix du pétrole (log) et taux d'intérêt stationnarisés à l'aide d'un filtre HP

Stationnarisation du prix du pétrole



Stationnarisation du taux d'intérêt réel de long terme canadien

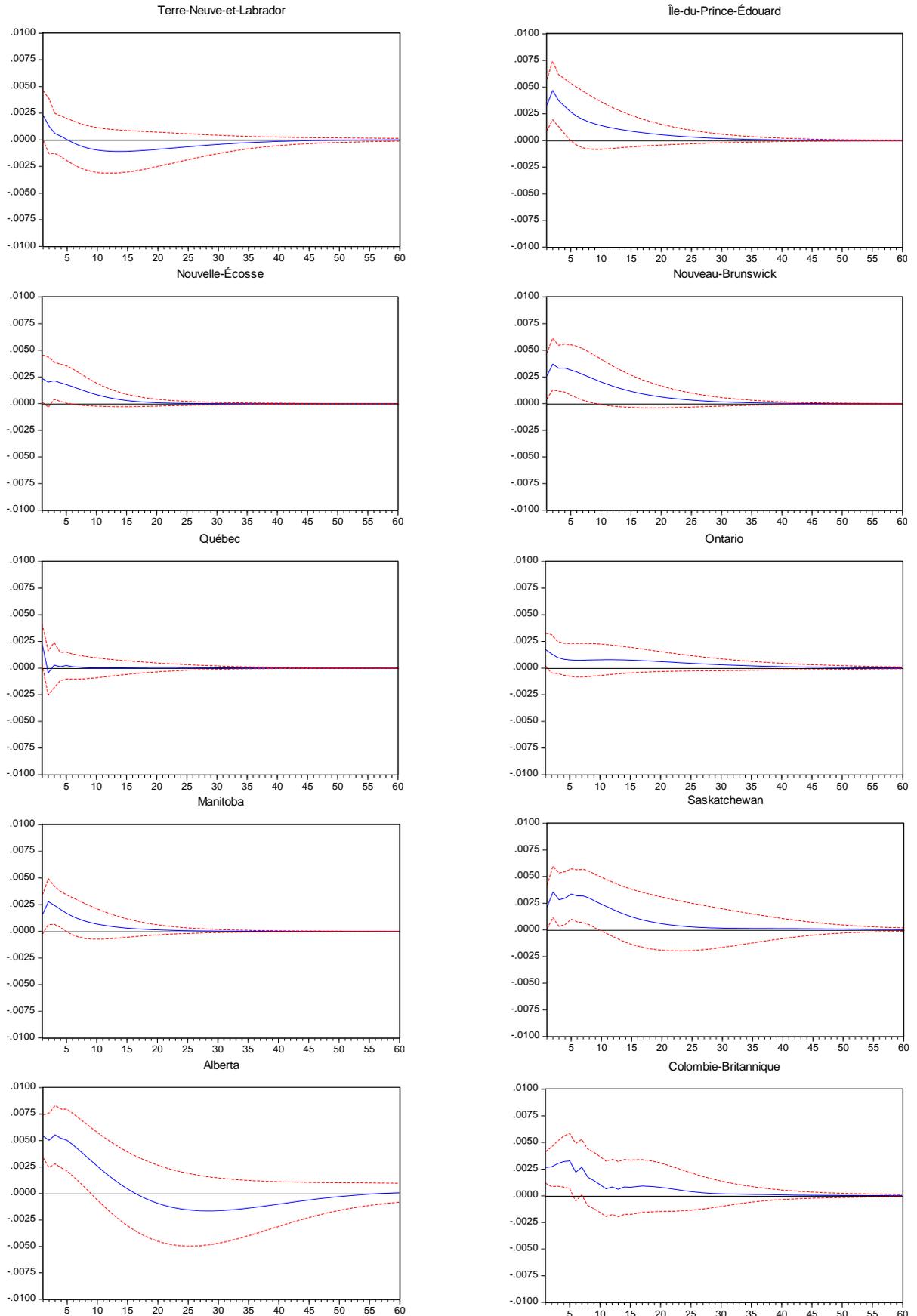


**Réponses dynamiques mensuelles au choc de richesse immobilière modélisées
à l'aide de vecteurs autorégressifs (VAR)**

Ventes au détail totales ainsi que sept sous-catégories des ventes
au détail pour les 10 provinces canadiennes

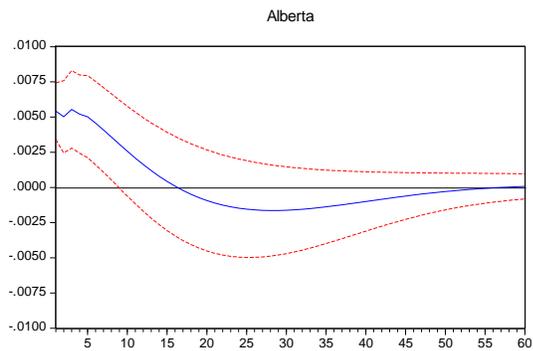
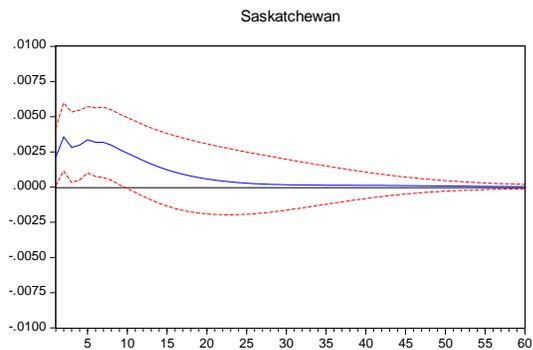
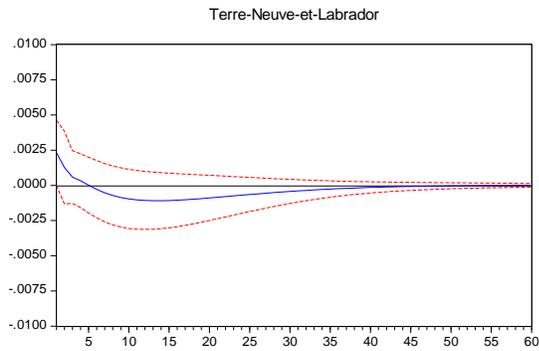
Pages 69-77

Réponse mensuelle des ventes au détail totales à un choc de la richesse immobilière

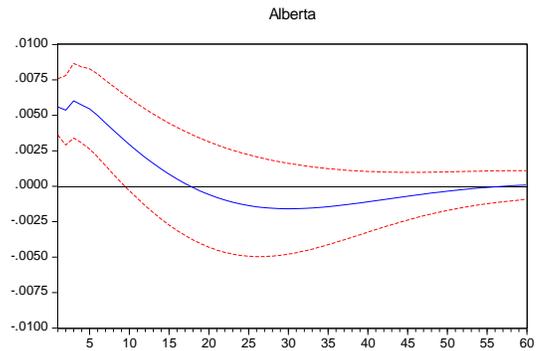
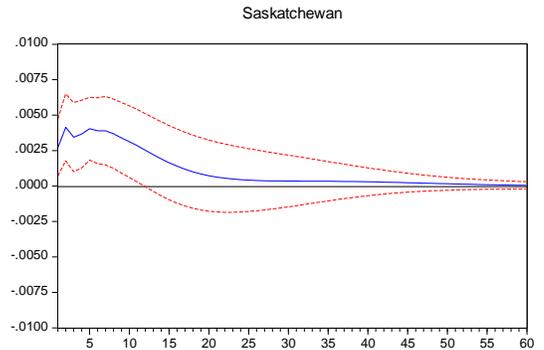
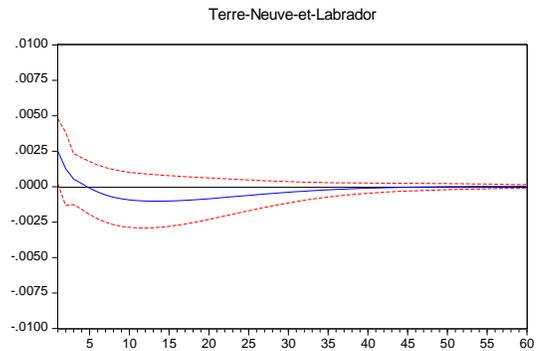


Réponse mensuelle des ventes au détail totales à un choc de la richesse immobilière : Terre-Neuve-et-Labrador, Saskatchewan, Alberta (avec et sans variable captant le prix du pétrole)

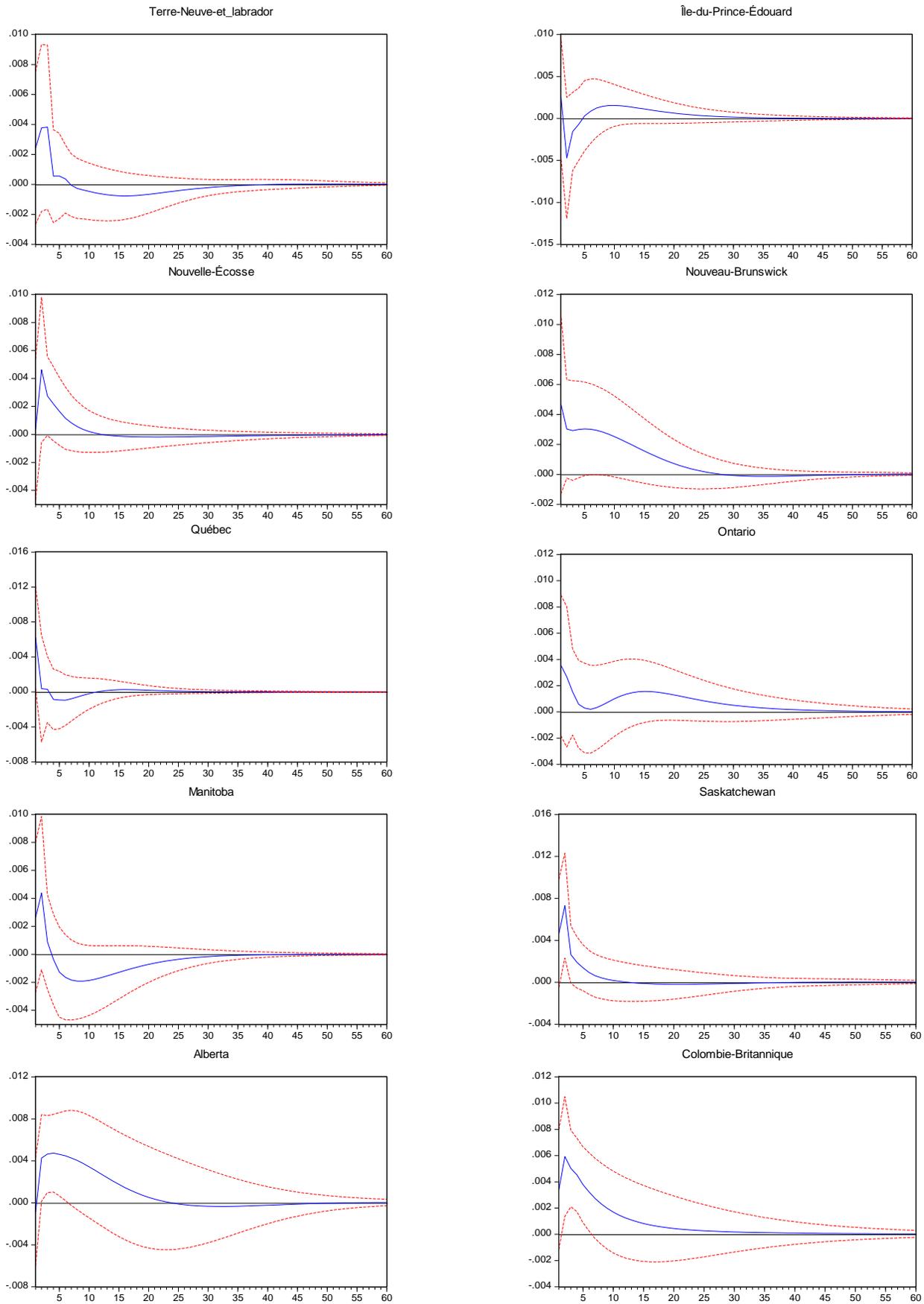
Sans le prix du pétrole



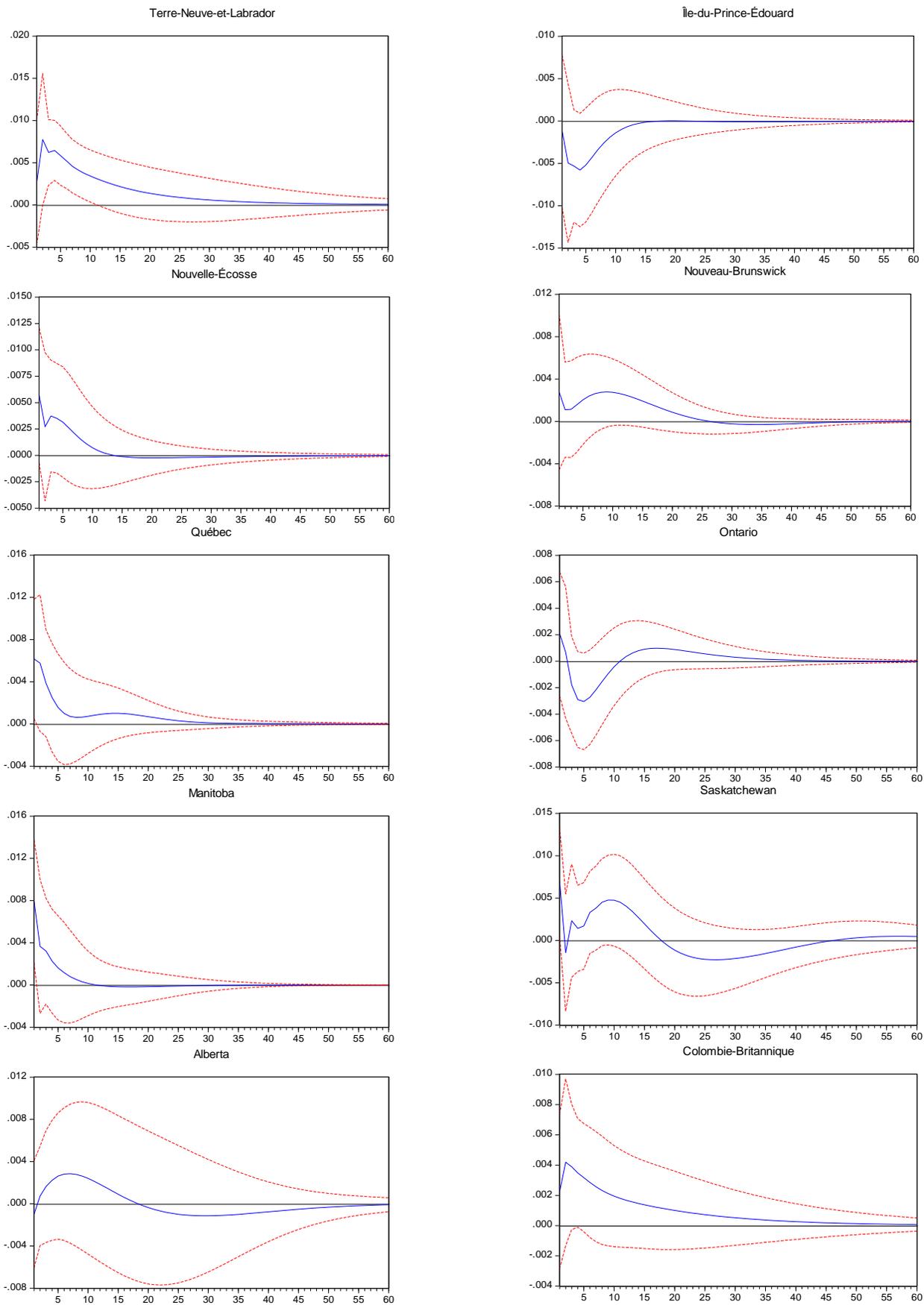
Avec le prix du pétrole



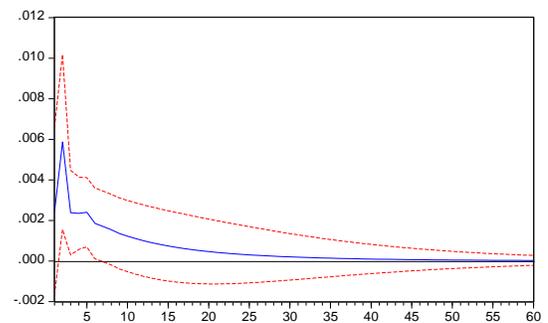
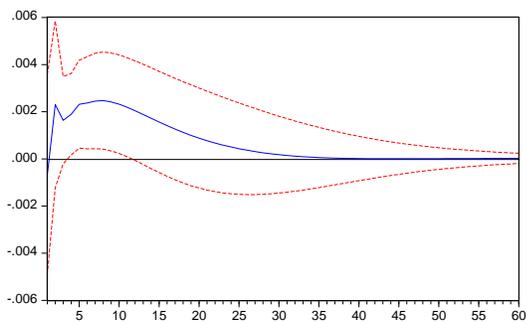
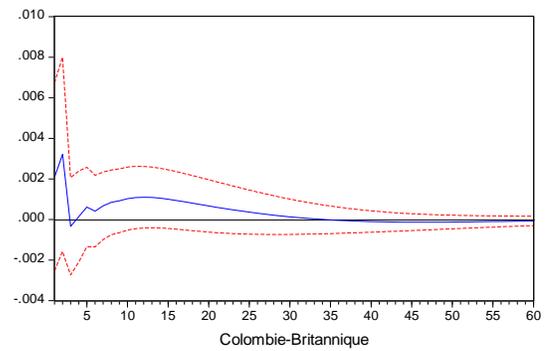
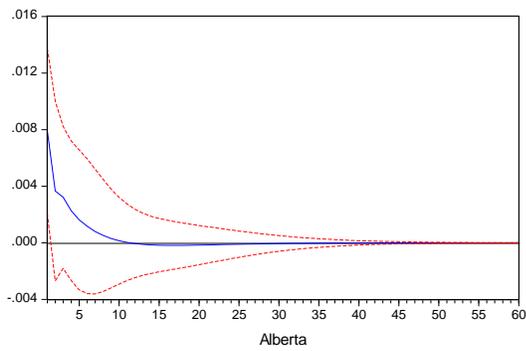
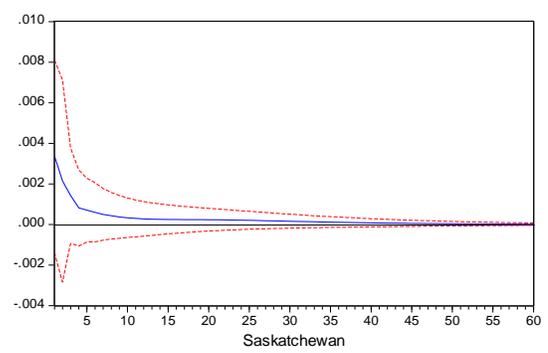
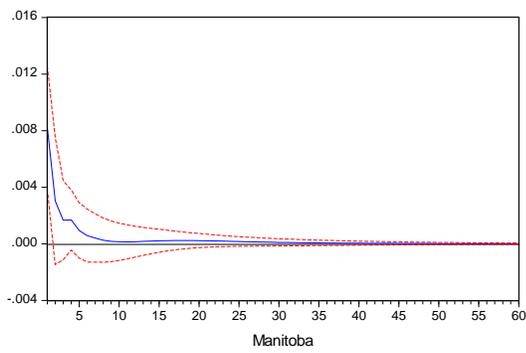
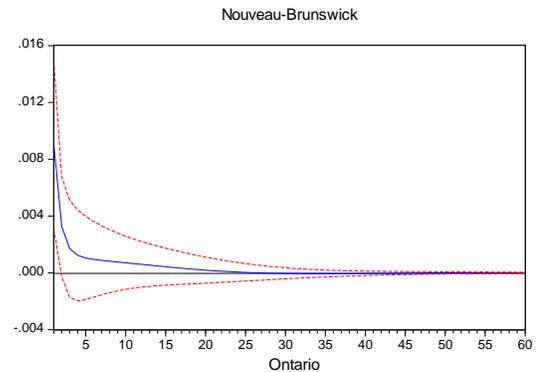
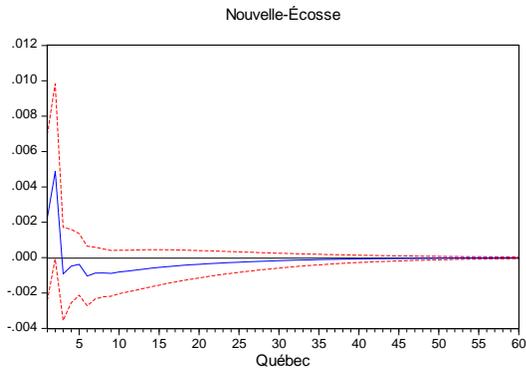
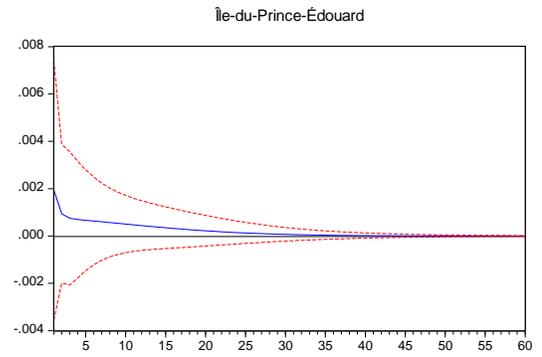
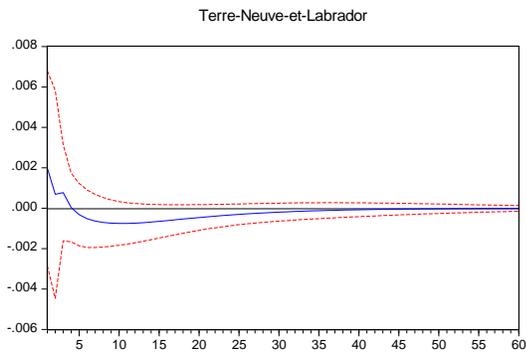
Réponse mensuelle des ventes de vêtements et accessoires à un choc de la richesse immobilière



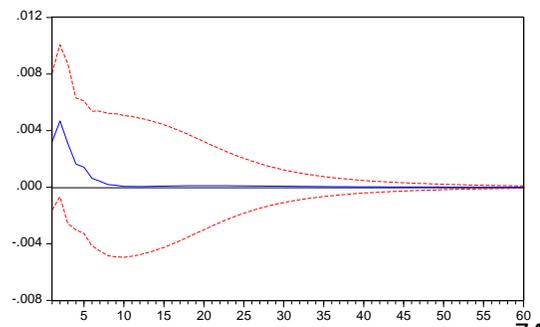
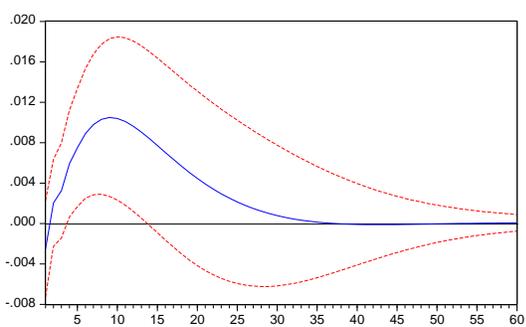
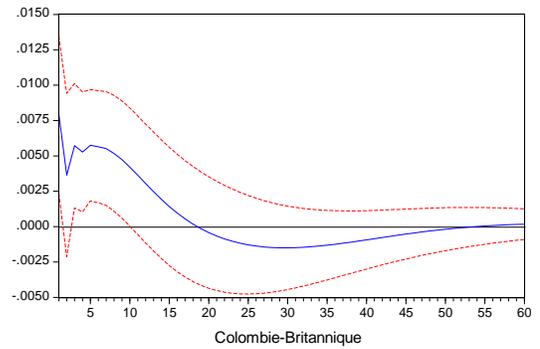
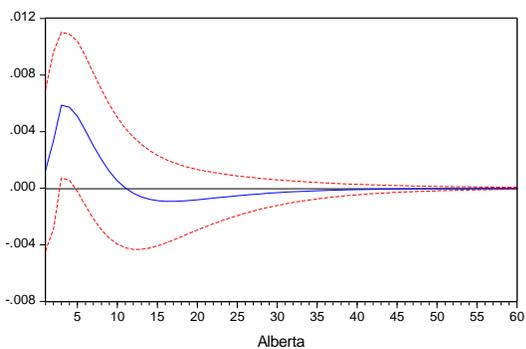
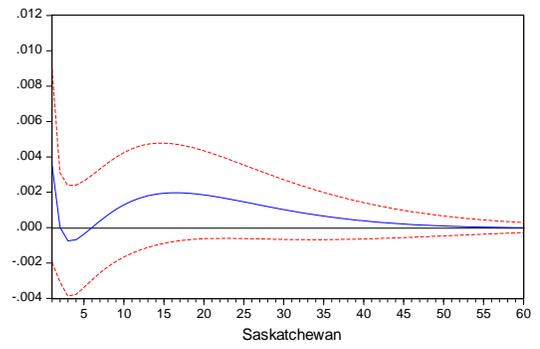
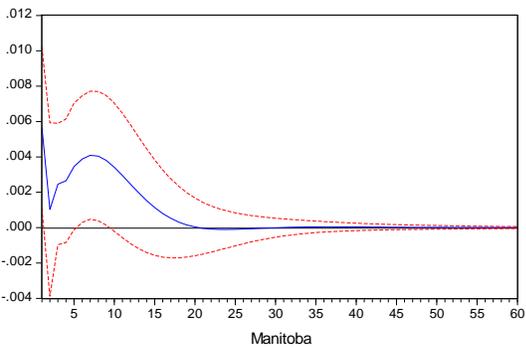
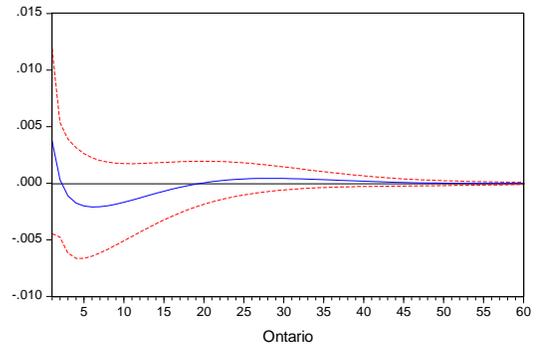
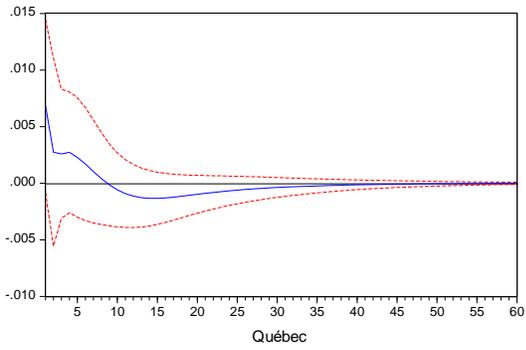
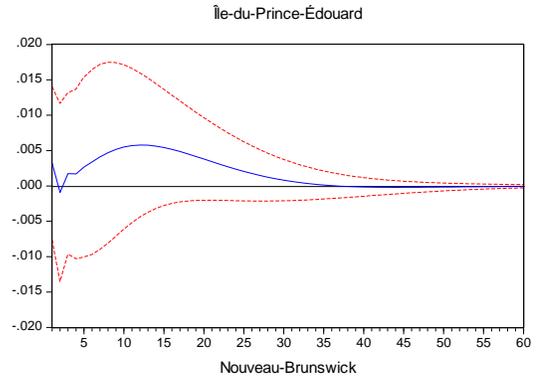
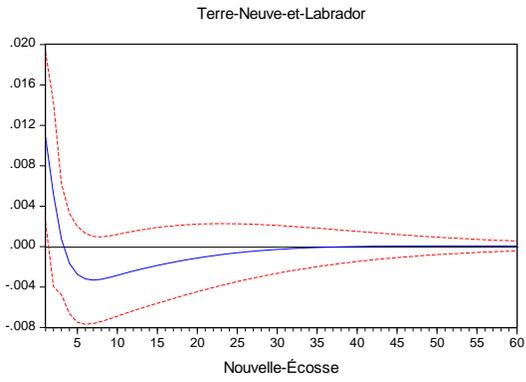
Réponse mensuelle des ventes d'appareils électroniques à un choc de la richesse immobilière



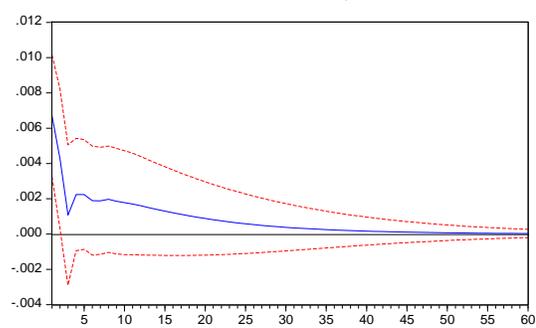
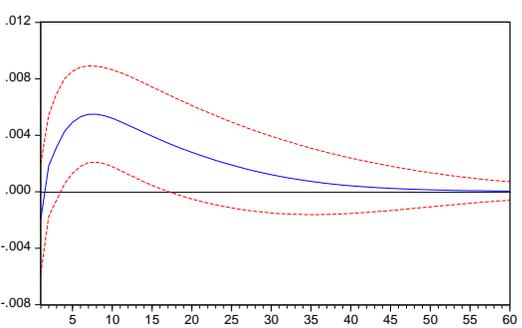
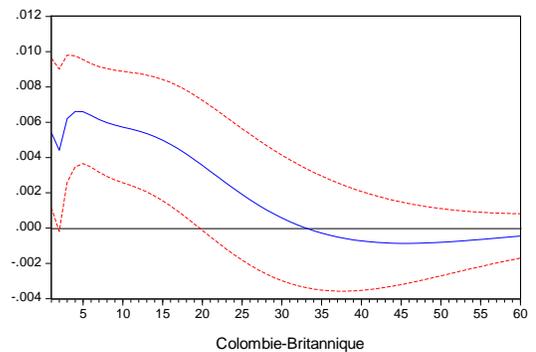
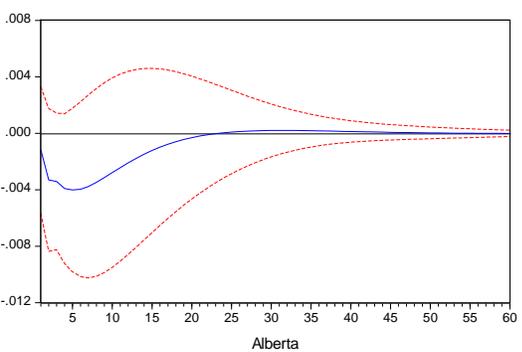
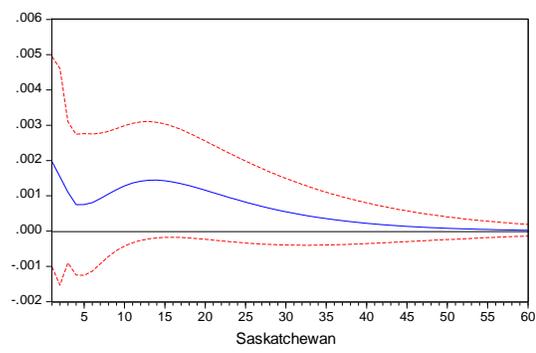
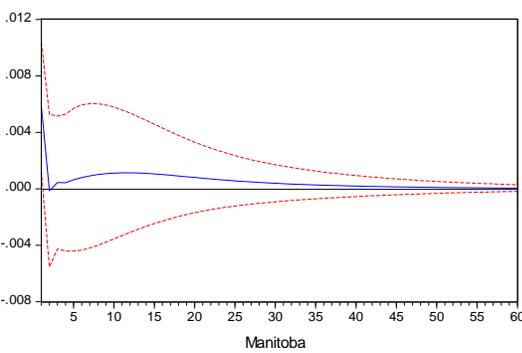
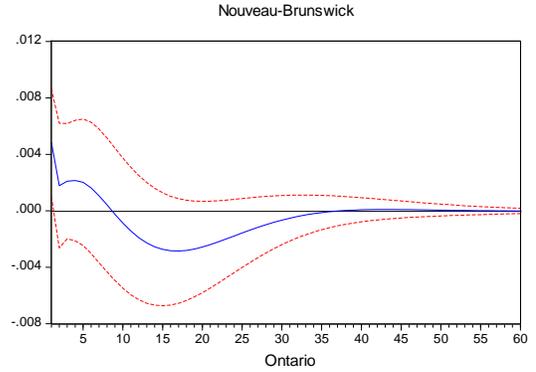
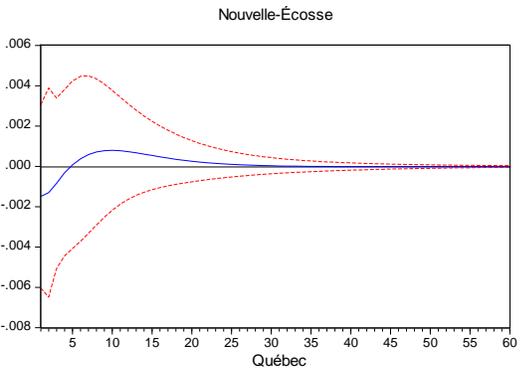
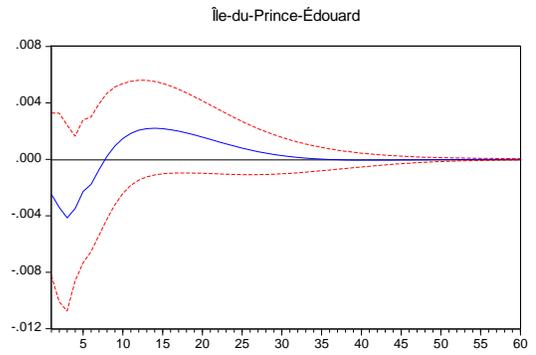
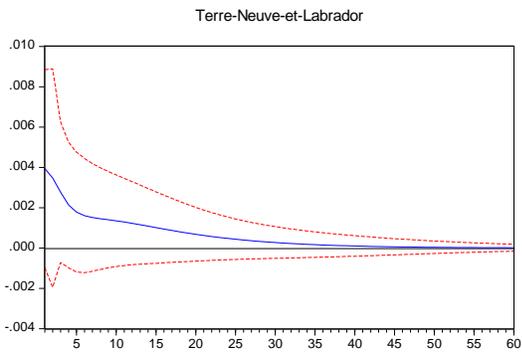
Réponse mensuelle des ventes de nourriture à un choc de la richesse immobilière



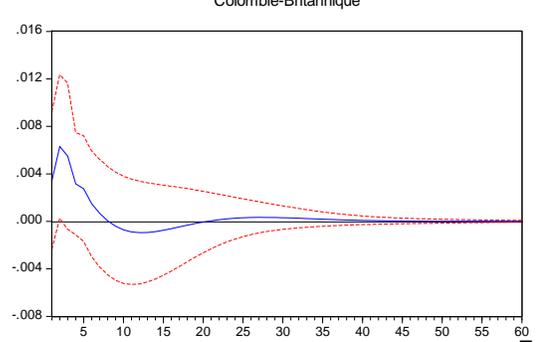
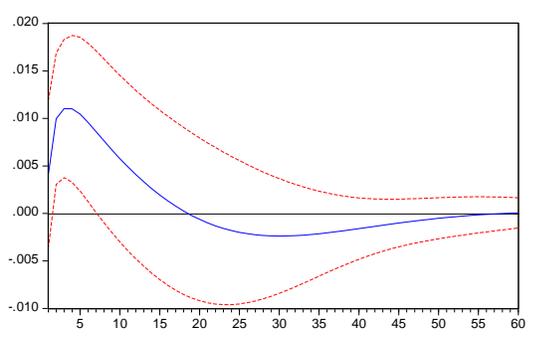
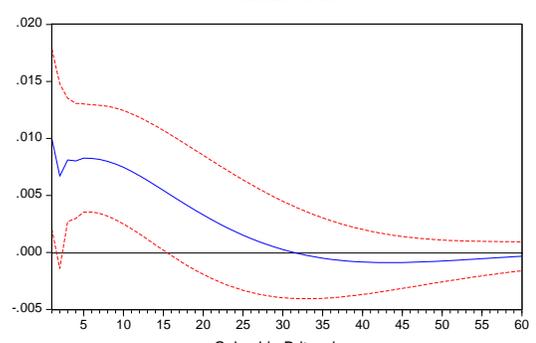
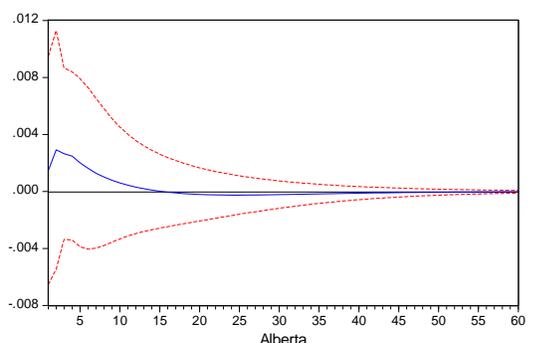
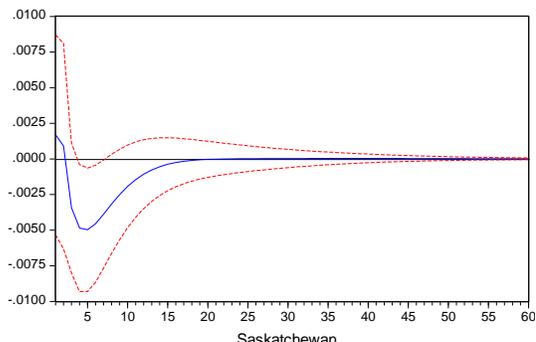
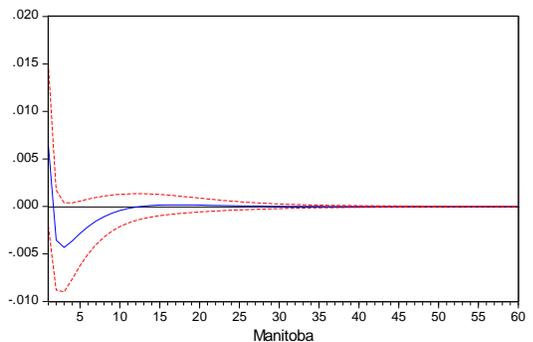
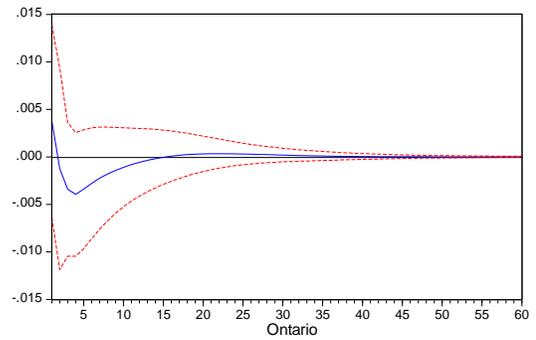
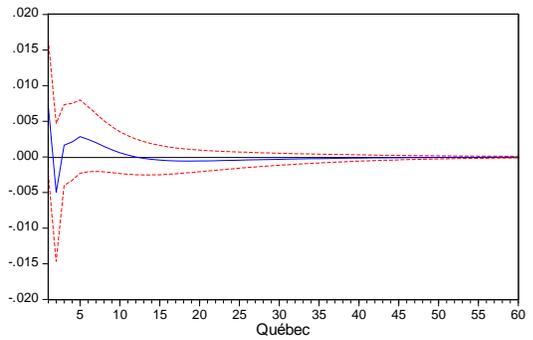
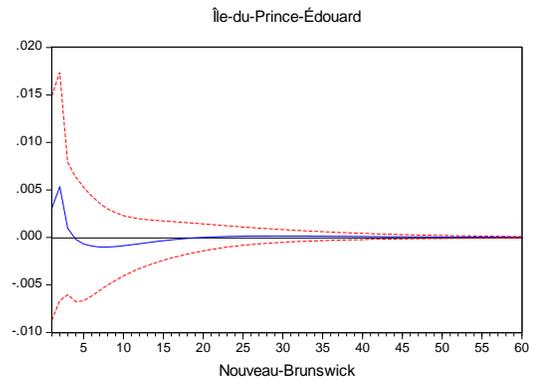
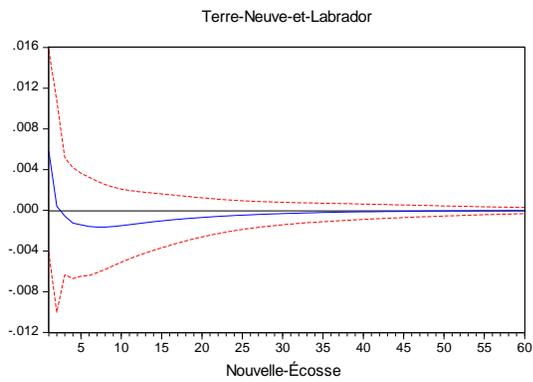
Réponse mensuelle des ventes de meubles à un choc de la richesse immobilière



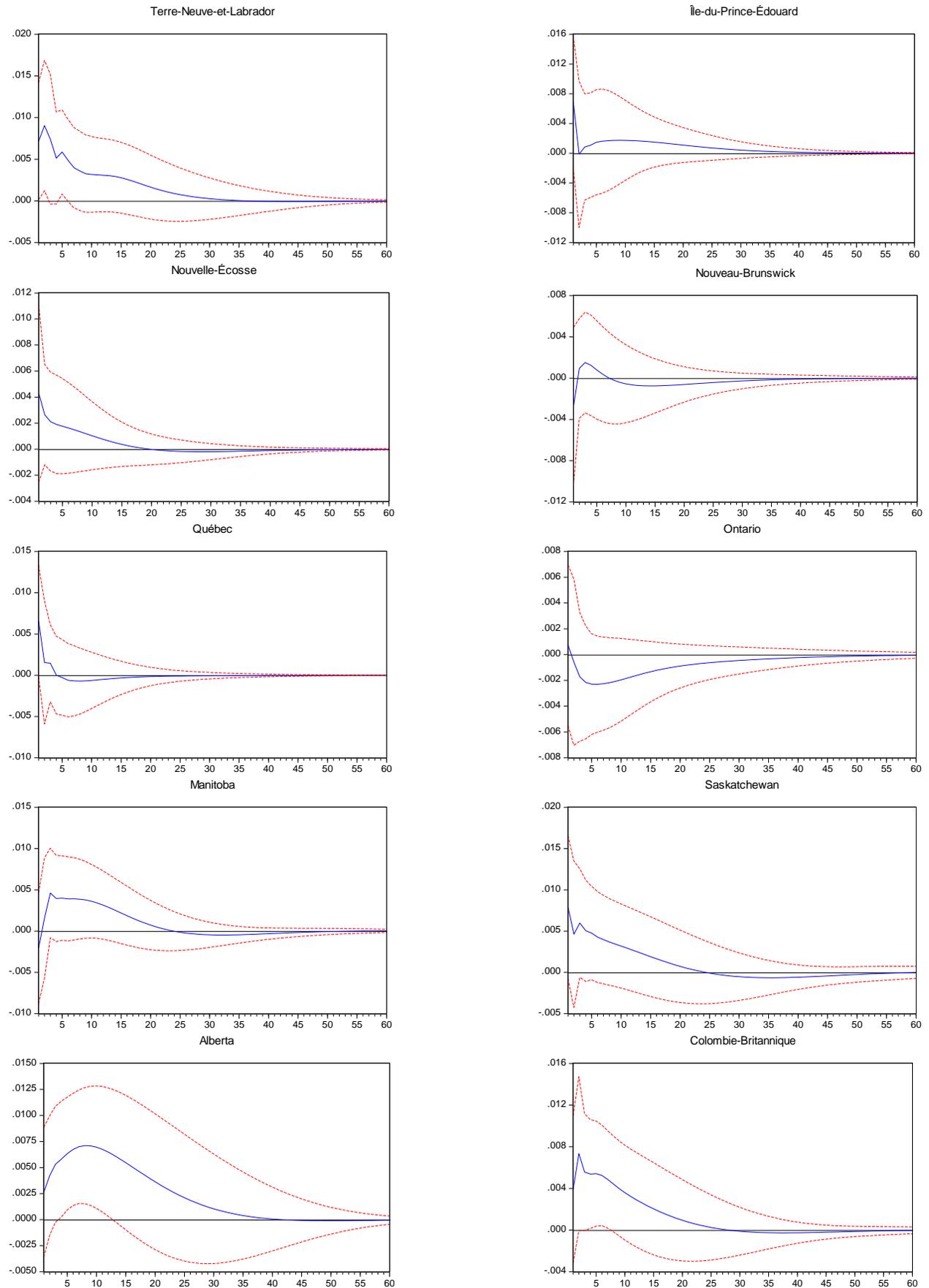
Réponse mensuelle des ventes de produits de santé à un choc de la richesse immobilière



Réponse mensuelle des ventes de véhicules à un choc de la richesse immobilière



Réponse mensuelle des ventes de matériaux et articles de jardin à un choc de la richesse immobilière

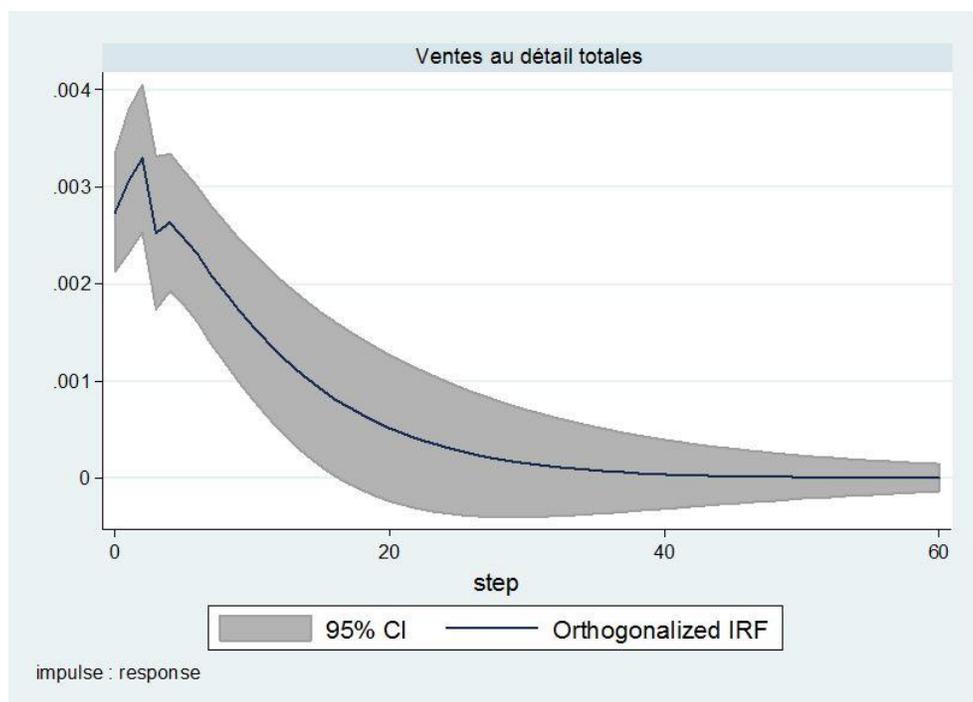


**Réponses dynamiques mensuelles au choc de richesse immobilière modélisées
à l'aide de vecteurs autorégressifs enrichis de panels (PVAR)**

Ventes au détail totales, ainsi que sept sous-catégories des ventes
au détail

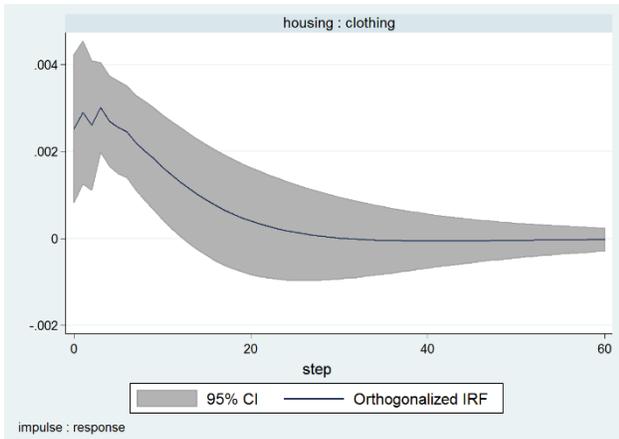
Pages 79-81

Réponse mensuelle des ventes au détail totales à un choc de la richesse immobilière (PVAR)

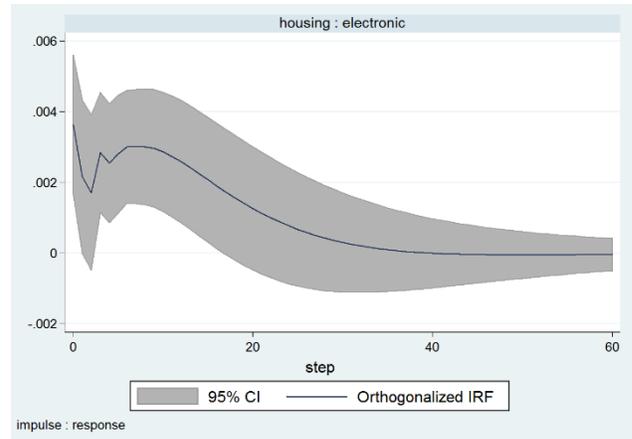


Réponse des ventes (sous-catégories) à un choc de la richesse immobilière (PVAR)

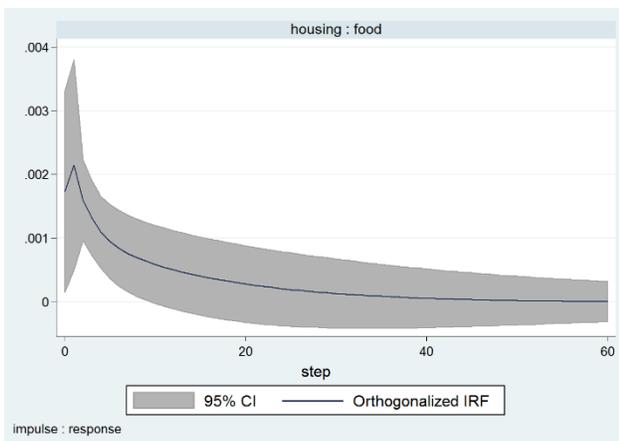
Vêtements et accessoires



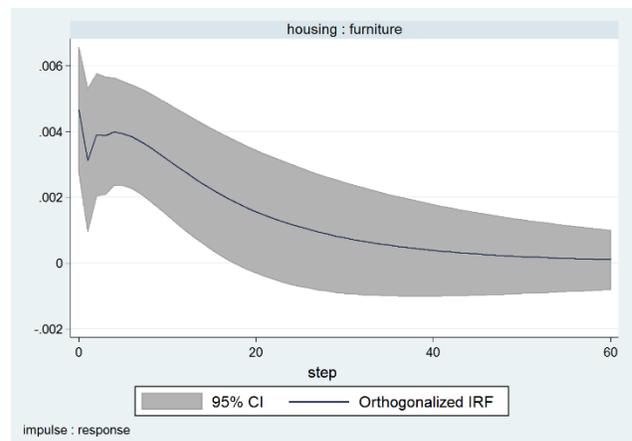
Appareils électroniques



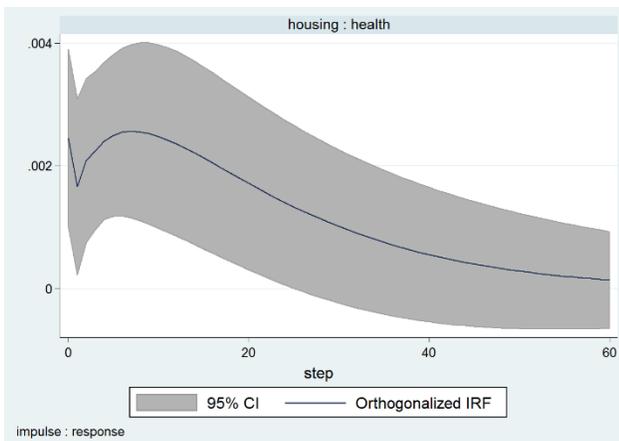
Nourriture



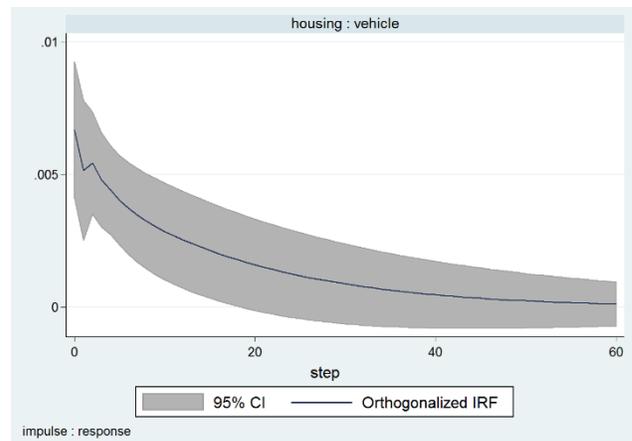
Meubles



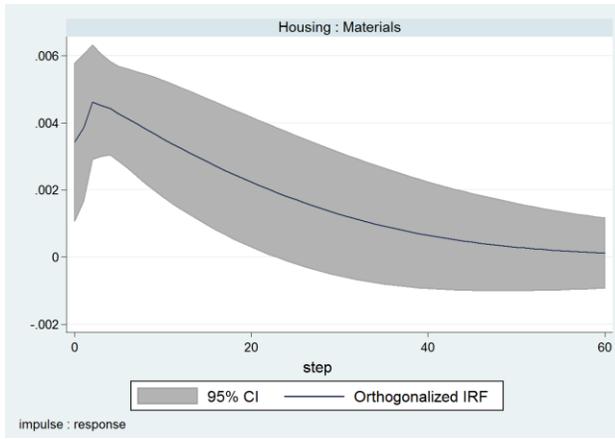
Produits de santé



Véhicules



Matériaux et articles de jardin



Réponses dynamiques mensuelles au choc de richesse immobilière modélisées à l'aide de vecteurs autorégressifs (VAR)

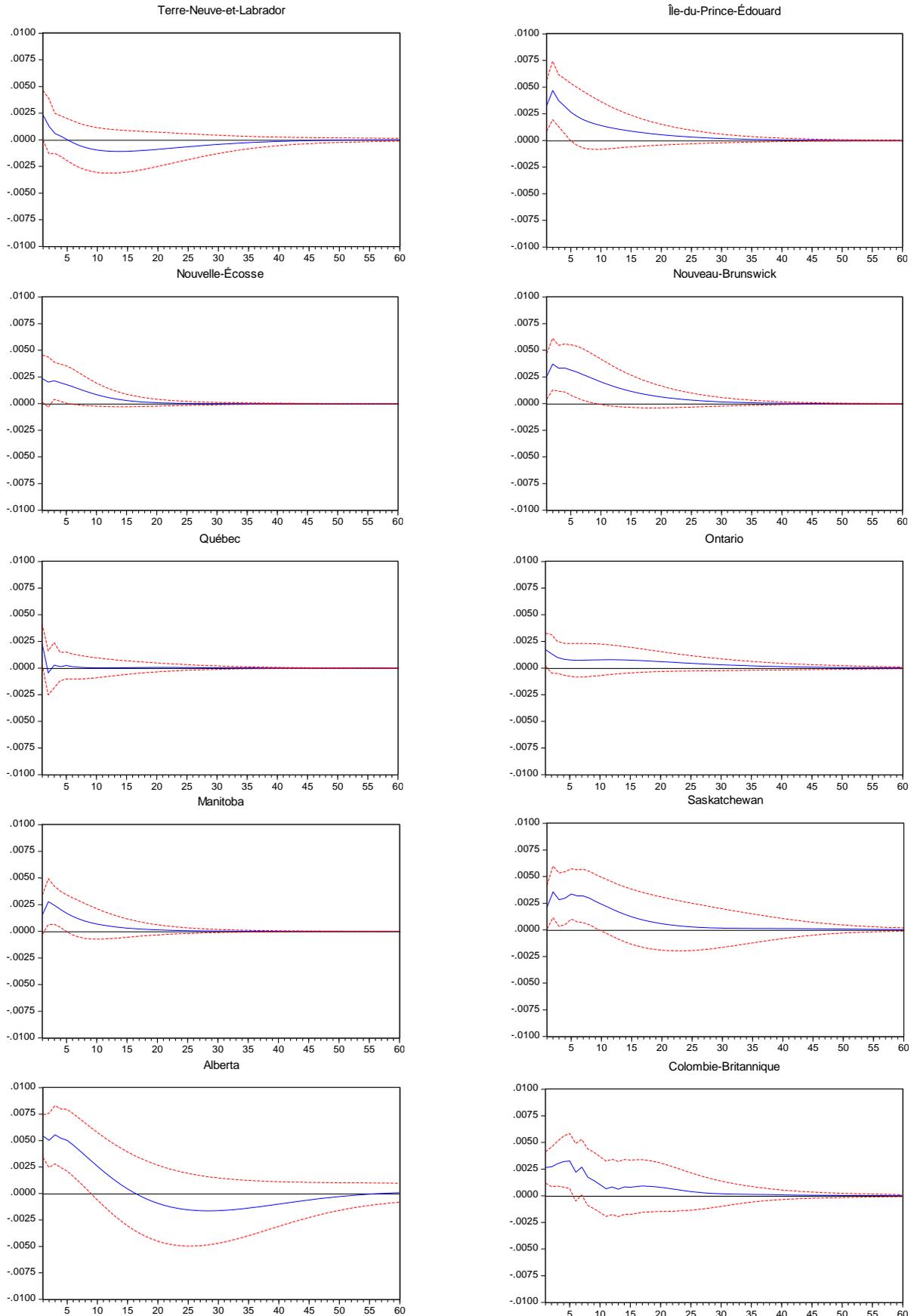
Option 1 : les données trimestrielles sur la population sont transformées en données mensuelles en forçant les mois d'un même trimestre à représenter la même valeur :

janvier	=	février	=	mars
avril	=	mai	=	juin
juillet	=	août	=	septembre
octobre	=	novembre	=	décembre

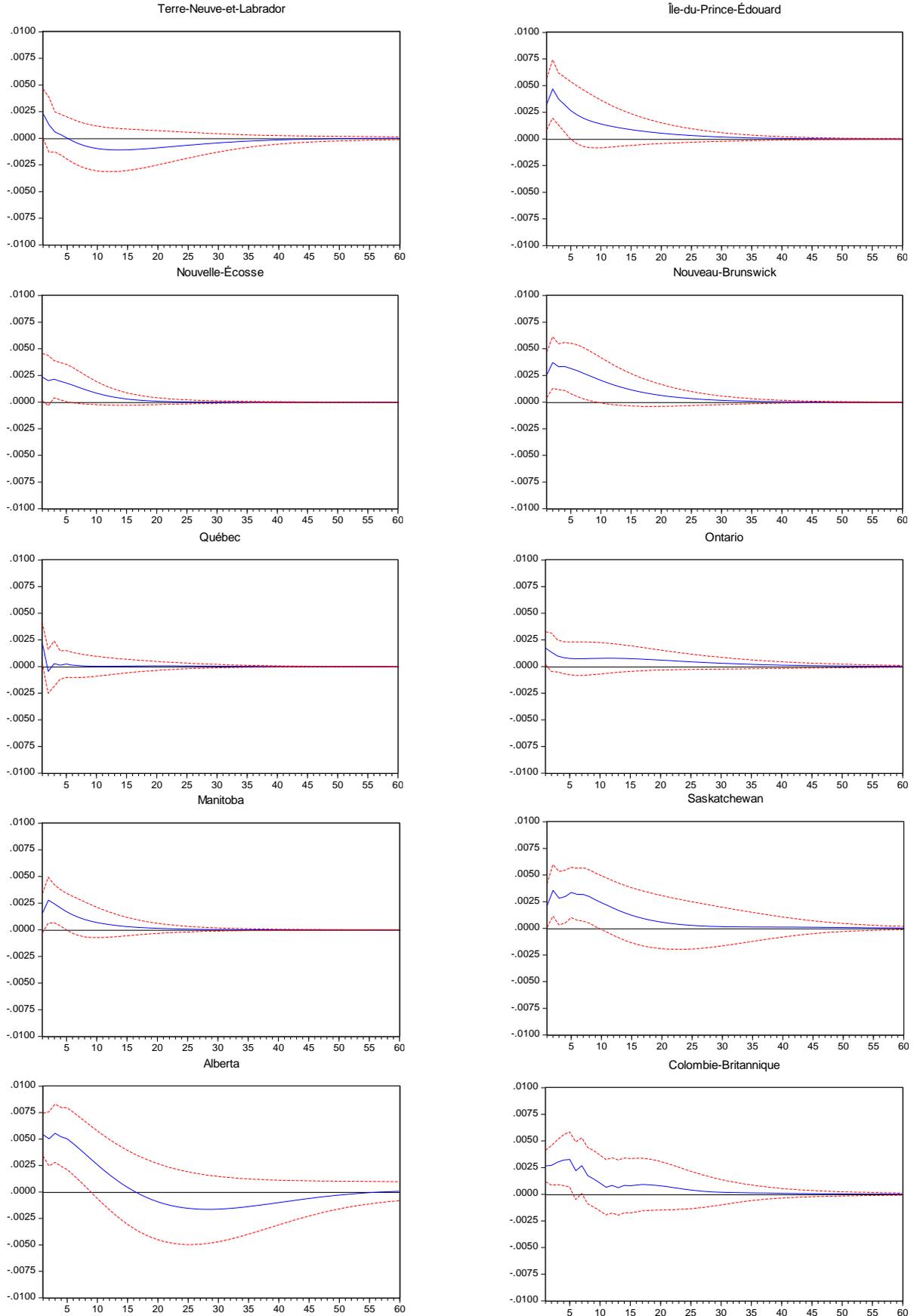
Option 2 : les données trimestrielles sur la population sont transformées en données mensuelles en utilisant une interpolation linéaire

Pages 83-84

Option 1 : Réponse mensuelle des ventes au détail totales à un choc de la richesse immobilière



Option 2 : Réponse mensuelle des ventes au détail totales à un choc de la richesse immobilière



**Exemple de séries avant et après la transformation à l'aide
d'une tendance linéaire**

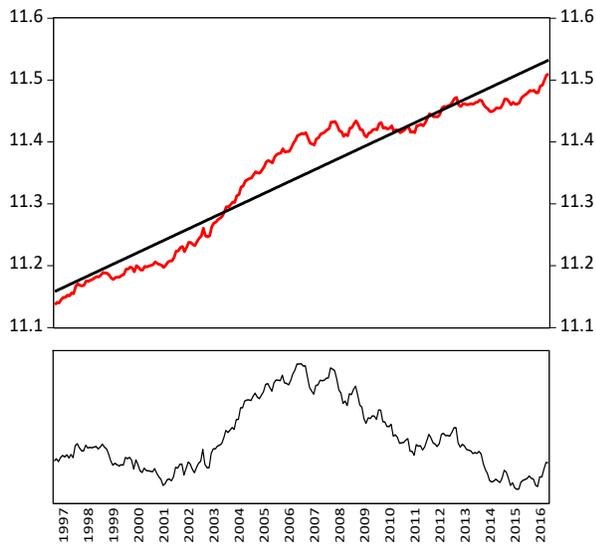
et

**Réponses dynamiques mensuelles au choc de richesse immobilière modélisées
à l'aide de vecteurs autorégressifs (VAR) lorsque les données sont
stationnarisées à l'aide d'une tendance linéaire**

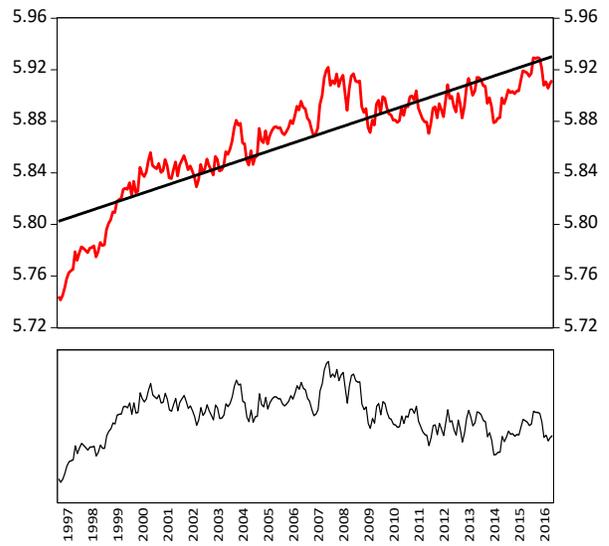
Pages 86-87

Données (log) pour la province de l'Ontario stationnarisées à l'aide d'une tendance linéaire

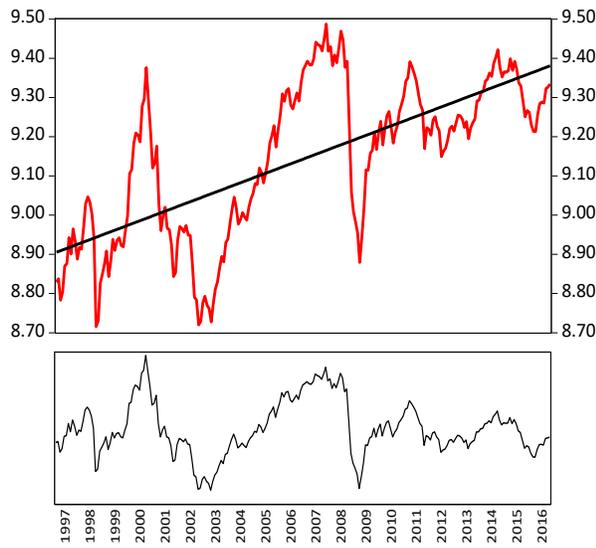
Stationnarisation de la Richesse Immobilière - Ontario



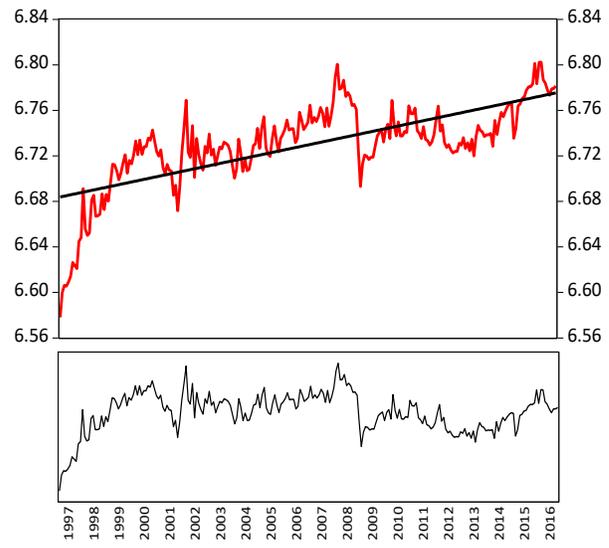
Stationnarisation du Salaire - Ontario



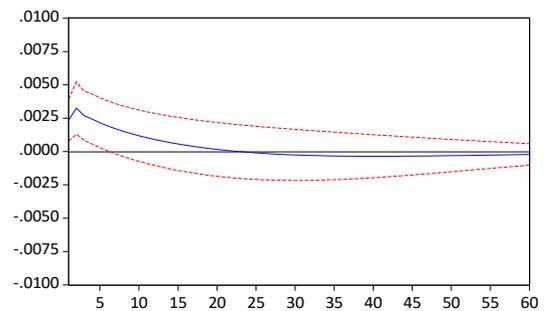
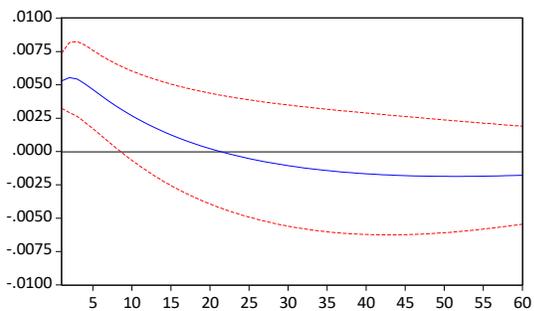
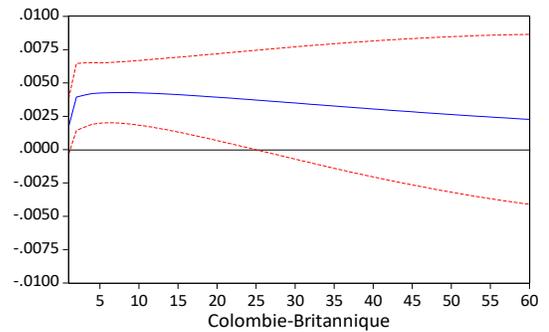
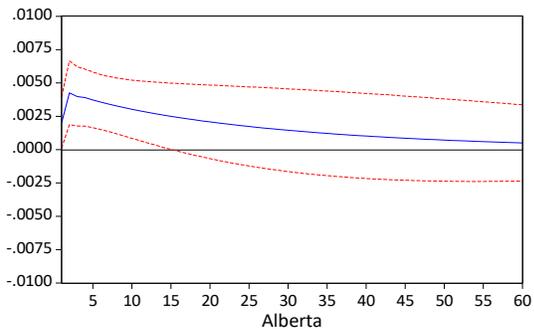
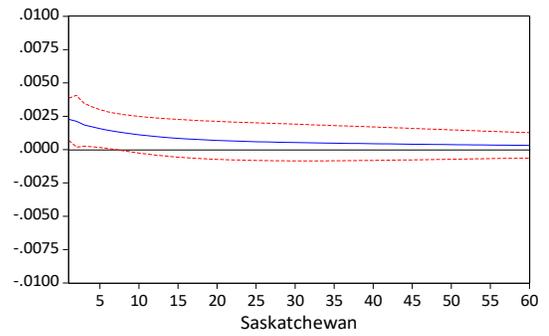
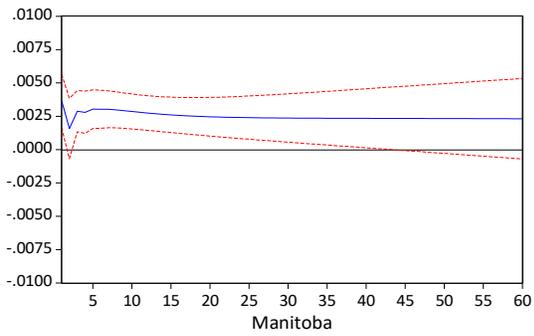
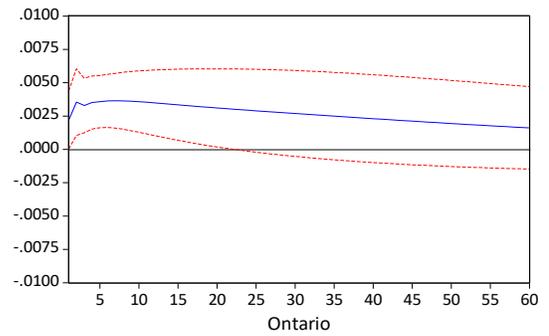
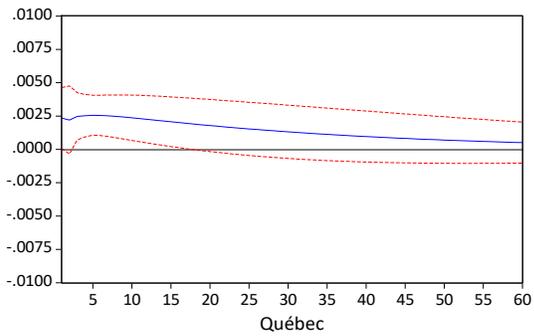
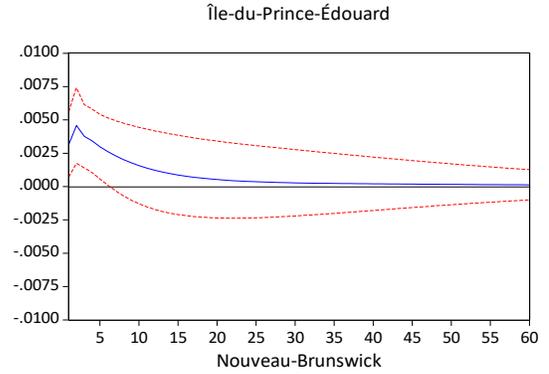
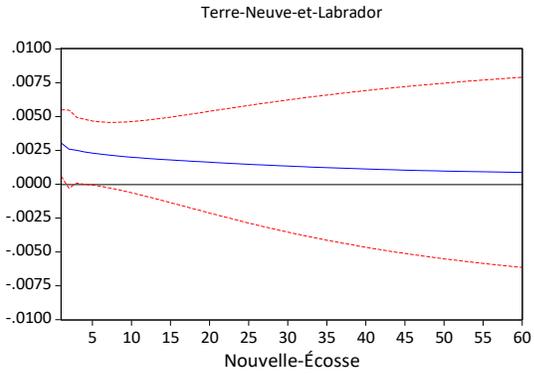
Stationnarisation de la Richesse Boursière - Ontario



Stationnarisation de la Consommation - Ontario



Réponse mensuelle des ventes au détail totales à un choc de la richesse immobilière



**Test du ratio de vraisemblance et
Critère d'information d'Akaike**

Pages 89-90

Test du ratio de vraisemblance

Afin d'obtenir la statistique du ratio de vraisemblance, il faut d'abord estimer par MCO ou par MV les régressions contraintes et non contraintes du modèle. La régression contrainte aura moins de retards que l'autre (le nombre de retards est donc contraint). Si l'on veut tester, par exemple, quelle est la structure de retard optimale entre un modèle AR(3) et AR(4) les deux régressions à estimer seront :

$$(1) : y_t = \delta + \phi_1 Y_{t-1} + \phi_2 Y_{t-2} + \phi_3 Y_{t-3} + u_{1,t}$$

$$(2) : y_t = \delta + \phi_1 Y_{t-1} + \phi_2 Y_{t-2} + \phi_3 Y_{t-3} + \phi_4 Y_{t-4} + u_{2,t}$$

$$\text{où } \sigma_1^2 = \text{Var}(u_{1,t}) \text{ et } \sigma_2^2 = \text{Var}(u_{2,t})$$

Le test est ensuite effectué ainsi :

$$RV = (T - \bar{p})(\log \sigma_1^2 - \log \sigma_2^2) i \overset{a}{\sim} X^2(k)$$

où T représente la taille de l'échantillon, \bar{p} représente quant à lui le nombre de retards maximal que l'on veut tester, et finalement k représente le nombre de restrictions de retard entre le modèle contraint et non contraint. La méthode sera sensiblement la même si l'on considère un modèle de type VAR(p) plutôt qu'un modèle de type AR(p). Dans le cas d'un VAR il faudra calculer les matrices de variance-covariance $\hat{\Sigma}_{\varepsilon_1}$ et $\hat{\Sigma}_{\varepsilon_2}$, pour le modèle contraint (1) et le modèle non contraint (2) et ensuite calculer la statistique comme ceci :

$$RV = T [\log (\det \hat{\Sigma}_{\varepsilon_1}) - \log (\det \hat{\Sigma}_{\varepsilon_2})] i \overset{a}{\sim} X^2(q)$$

où q est le nombre de restrictions. Puisqu'il s'agit d'un VAR, le nombre de restrictions q est obtenu en multipliant le nombre de retards de différence entre le modèle contraint et non contraint par le carré du nombre de variables incluses dans le VAR. Supposons un VAR(2) et un VAR(4), dans lequel le vecteur Y contient ($N = 4$) variables. Dans ce cas, $q = 2 * 4^2$. Ce test tente au final de sélectionner le modèle avec la plus petite variance. Si le meilleur modèle nécessite quatre retards, la variance de ce dernier sera alors plus petite qu'un modèle à deux ou trois retards. Un modèle avec une structure de retards adéquate produira une statistique du ratio de vraisemblance inférieure à la valeur critique associé à la distribution $X^2(k)$.

Critère d'information d'Akaike

Le critère d'information d'Akaike (AIC) n'est pas un test statistique formel, c.-à-d. que ce n'est pas un test qui est comparé à une valeur critique associée à une quelconque distribution. Il s'agit plutôt d'une valeur numérique illustrant un compromis entre la parcimonie et l'efficacité du modèle. Plus spécifiquement, on cherche à minimiser la valeur de ce critère. Le critère AIC associé à une structure de (p) retards correspond à :

$$AIC = -2\log L + 2(p + 1)$$

Le premier terme de l'équation, $-2\log L$, illustre l'efficacité du modèle lorsqu'il comporte (p) retards et le second, $2(p + 1)$, pénalise le modèle au fur et à mesure que l'on y ajoute des retards.

$$\log L = -\frac{(T - \bar{p})}{2} \log(2\pi) - \frac{(T - \bar{p})}{2} \log \sigma^2 - \frac{(T - \bar{p})}{2}$$

Plus la variance du modèle sera petite (plus le modèle sera efficace), plus le terme $-2\log L$ sera petit, et plus la valeur du critère AIC sera faible, toute chose étant égale par ailleurs. Il s'agit donc de trouver le compromis entre le nombre de retards et l'efficacité du modèle. Dans le cas d'un modèle VAR, l'extension multivariée du critère AIC est construite comme ceci :

$$AIC = T \log(\det \hat{\Sigma}_\varepsilon) + 2N[N * p + 1]$$

où le terme de $T \log(\det \hat{\Sigma}_\varepsilon)$ diminue au fur et à mesure que le modèle devient plus efficace et le terme $2N[N * p + 1]$ augmente lorsqu'on ajoute des retards supplémentaires.