

Les effets de richesse boursière et immobilière au Canada

Milana Mihic

Un mémoire de maîtrise soumis à
la faculté des études supérieures
Dans la réalisation partielle des exigences pour l'obtention de
la maîtrise en économie
superviseure : Professeure Maral Kichian

Département d'économie
Faculté des sciences sociales
Université d'Ottawa

Ottawa, Canada 2014

Table des matières

1. Introduction.....	3
1.1 Vue d'ensemble.....	3
1.2 L'analyse du marché immobilier canadien.....	5
2. La différence entre effet de richesse immobilière et effet de richesse boursière	9
3. Revue de la littérature empirique	12
Études canadiennes.....	19
4. Données et méthodologies	21
4.1 Les données.....	21
4.1.1 La mesure de la consommation.....	21
4.1.2 La mesure de la richesse financière.....	22
4.1.3 La mesure de la richesse immobilière	23
4.1.4 Le taux d'intérêt.....	24
4.1.5 La confiance des consommateurs.....	25
4.2 Stationnarité des variables	27
5. Méthodologie et Résultats	28
5.1 La rigidité de la consommation.....	28
5.2 Modèle de consommation à court-terme	31
5.3 Effets de richesse à long-terme	34
Avantages et désavantages de la méthode d'estimation.....	36
6. Conclusion	38
Annexe 1 – Description et construction détaillée des variables.....	44
Annexe 2 – Statistiques Descriptives	48
Annexe 3 – Robustesse/Spécifications alternatives	51

1. Introduction

1.1 Vue d'ensemble

Le Bureau du superintendant des institutions financières a récemment émis une mise en garde craignant pour la santé économique canadienne face à une correction du marché immobilier, stipulant que les banques pourraient être en mesure de résister à un choc, tandis que les consommateurs seraient vulnérables dû à leur haut niveau d'endettement.¹ À cet égard, ce mémoire a comme but principal d'analyser le lien entre la consommation et les effets d'un type de richesse en particulier, la richesse immobilière. Les raisons pour lesquelles le marché immobilier est important à analyser sont nombreuses. Au niveau microéconomique, le logement est le bien le plus commun acquis par les ménages, et c'est plausiblement l'achat le plus dispendieux de ces derniers. Au niveau macroéconomique, l'immobilier est le secteur le plus important de l'économie d'un pays et les fluctuations importantes dans ce marché sont «centrales au cycle économique » (Calomiris, Longhofer et Miles, 2009). Claessens, Kose et Terrones (2008) démontrent que la durée d'une récession ordinaire dure environ 4 trimestres, tandis que les périodes de bulles financières immobilières avec contraction de crédit peuvent durer plus de deux ans, avec un plus grand déclin de produit intérieur brut que pour les autres types de récessions. Au passé, les économistes s'intéressaient à la mesure de la richesse totale par rapport à la consommation, ne distinguant pas entre les types de richesse et la différence entre les effets de ces richesses. Avec le motif que les innovations financières récentes permettent maintenant de 'liquéfier' la valeur des logements plus facilement, il est intuitif de penser que la richesse immobilière puisse avoir un effet sur la consommation et que celui-ci soit différent de la richesse financière. La question est alors de savoir si ces fluctuations du marché immobilier affectent l'économie du pays à travers le canal de la consommation.

Plus précisément, le but de ce mémoire est tout d'abord d'explorer les relations entre la consommation et la richesse immobilière au Canada à court-terme et à long-terme. C'est donc d'identifier, s'il y a lieu, un effet de richesse immobilière sur la consommation et sa magnitude par rapport à l'effet de richesse financière. Ce type d'estimation a été performé sur plusieurs pays, le plus souvent pour les États-Unis, mais rarement pour le Canada, d'où l'intérêt de cette recherche. Les études cross-sectionnelles de pays qui comparent les pays de l'OCDE en incluant le Canada dans leurs

¹ Julie Dickson, chef du Bureau du superintendant des institutions financières, tiré de : <http://business.financialpost.com/2013/11/25/julie-dickson-warns-canadas-housing-market-needs-very-close-watching/>

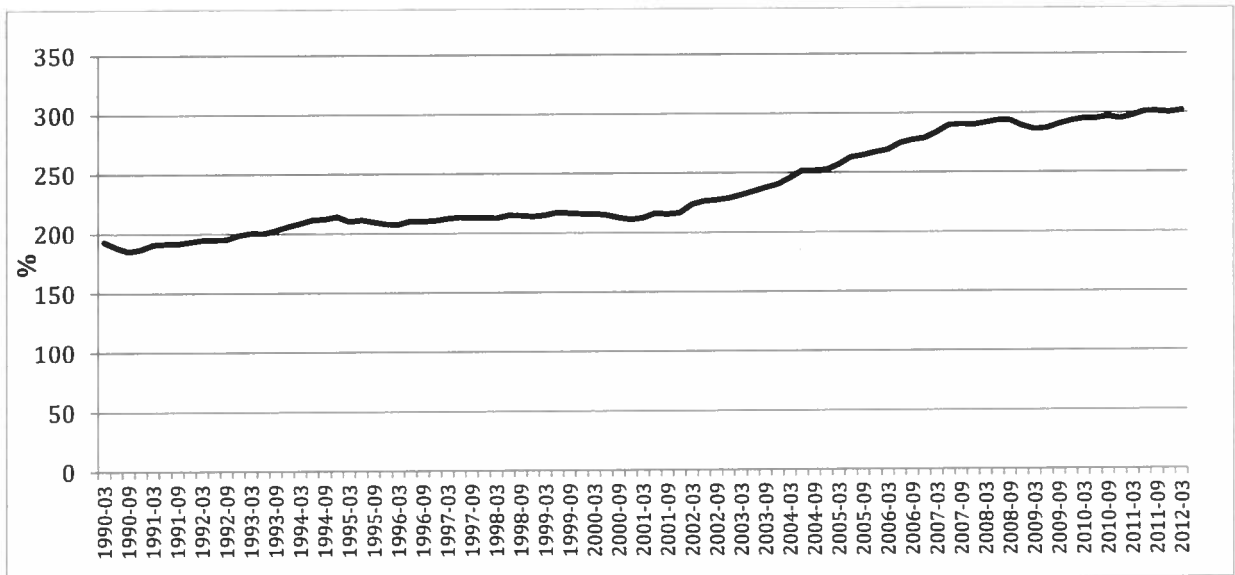
estimations ne se concentrent pas sur les données du pays en particulier, mais plutôt observent la façon dont la consommation est affectée par des mouvements dans le marché immobilier en général, ajoutant des effets fixes selon le pays. Il sera question davantage de ces articles dans le chapitre 3, traitant de la revue de la littérature empirique. Notre approche d'analyse se basera sur une méthode récente et innovatrice, développée par Carroll, Otsuka et Slacalek (2006 et 2011) qui se servent de la théorie de la rigidité de consommation ainsi que de la méthode économétrique *méthode des moments généralisés avec variables instrumentales* pour identifier les effets de court-terme et de long-terme d'un choc sur les richesses respectives sur la consommation. En suivant ces motivations, cette recherche tentera d'estimer la propension marginale à consommer (pmc) à partir d'une variation de richesse suivant cette méthode quelque peu modifiée, l'appliquant aux données canadiennes, afin de réévaluer l'effet de richesse immobilière sur la consommation au Canada puisque les études qui en traitent utilisent des bases de données datant d'il y a plus de 10 ans. Ces études ne capturent pas les années récentes de difficulté économique.

Ce mémoire est organisé comme suit. Le chapitre 2 décrira les possibles différences entre les effets de richesse immobilière et financière. Le chapitre 3 sera une revue de la littérature empirique et permettra de faire un état des différents résultats obtenus à travers un grand nombre d'articles publiés. Il y sera question de l'étendue des différentes estimations et résultats, d'où l'explosion de débats autour des effets distincts des fluctuations de richesse issues de l'immobilier. Dans le chapitre 4, les données seront présentées avec les justifications et sources inspirant le choix de ces données en question. Le chapitre 5 contient la méthodologie ainsi que les résultats correspondants et les limites de ce mémoire. Pour finir, le chapitre 7 conclura avec les implications auxquelles mènent les résultats.

1.2 L'analyse du marché immobilier canadien

Le Canada est une des économies mondiales qui a prouvé sa solidité face à la crise économique de 2008 (Davy, 2011). Une des raisons pour lesquelles il faut particulièrement s'intéresser au marché immobilier au Canada et aux possibles effets des changements dans ce marché sur la consommation est tout d'abord au niveau de la consommation même. Le produit intérieur brut est composé principalement du niveau de consommation agrégée, donc tout ce qui affecte directement ou indirectement cette composante se doit d'avoir l'attention des analystes du service public. Au niveau de la richesse immobilière, ce qui rend celle-ci aussi importante à analyser, c'est la grande proportion de revenu que les dépenses en immobilier occupent par rapport au revenu disponible. Selon les données de Statistiques Canada, environ un quart de la consommation totale des ménages est occupée par les dépenses liées au logement² et le pourcentage du revenu disponible en dépenses immobilières a dépassé les 300 pourcent dans les deux dernières années.

Figure 1 – Biens immobiliers en proportion du revenu personnel disponible, 1990-2012

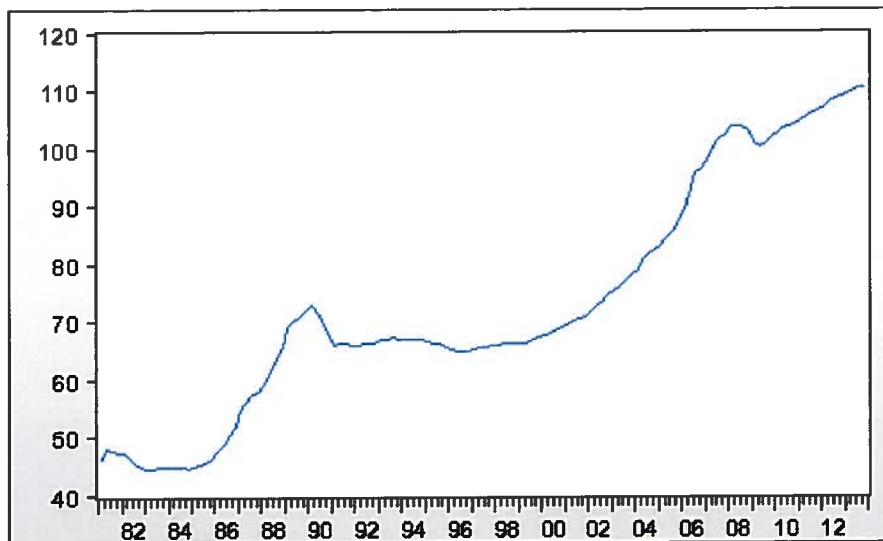


Source : Statistique Canada, Tableau CANSIM 378-0012

² Statistique Canada, CANSIM 380-0067

Sachant que les prix des logements sont en hausse au Canada, le prix étant une composante de la richesse immobilière, et que la consommation par personne grimpe également, il se pourrait qu'il y ait un lien entre ces deux variables. Les fluctuations de prix des logements sont aussi un bon indicateur de la possibilité de consommer puisque ceux-ci sont indirectement liés à la richesse des ménages à travers les marges hypothécaires. Si le prix d'un logement augmente, la possibilité d'emprunter à partir de cet actif augmente aussi, au profit de n'importe quel type de consommation. Sur la figure 2, on peut voir que l'indice de prix des logements a une tendance à la hausse depuis les années 1980, avec deux importantes augmentations suivies de chutes du prix.

Figure 2- Fluctuation des prix des logements au Canada – 1981 à 2013, NHPI, 2007=100

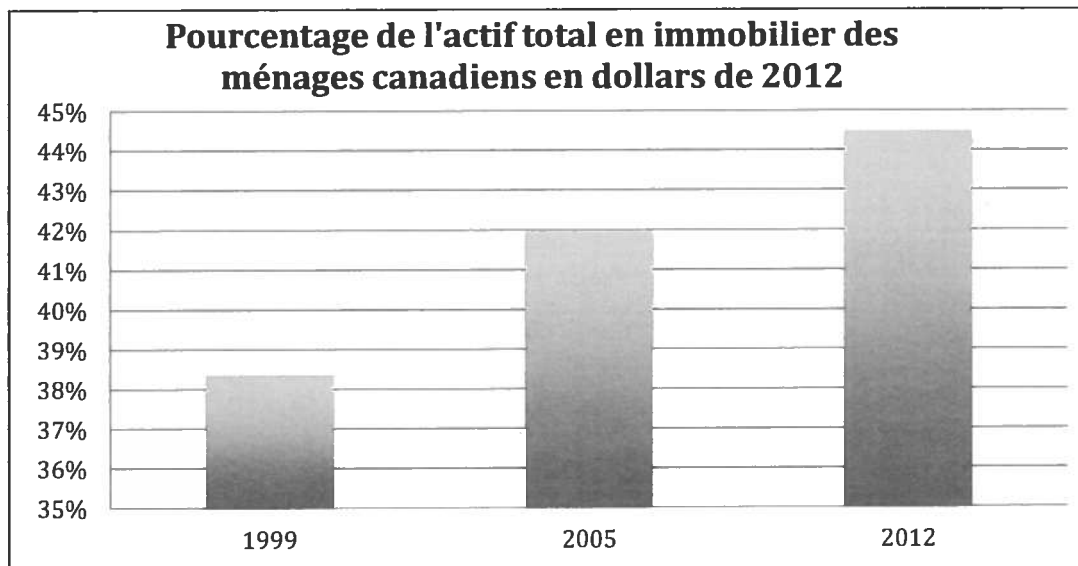


Il est utile de noter que les pays où il y a eu la plus grande augmentation de prix sont aussi ceux où on remarque la plus grande augmentation de consommation (Girouard et. al., 2006). La fluctuation de prix pourrait donc être un indicateur de la variation de richesse et de consommation s'il existait un effet significatif, qui est d'ailleurs utilisé comme proxy de la mesure de richesse immobilière dans Bostic et al. (2009).

Au niveau de l'actif personnel, le pourcentage de l'actif total qu'occupe l'immobilier chez les familles canadiennes atteint presque les 45% en 2012, ce pourcentage qui semble augmenter depuis

1999.³ Ceci implique qu'une fluctuation de cette grande partie de l'actif peut avoir un impact considérable sur la consommation.

Figure 3 – Part de l'actif total en immobilier au Canada, 1999, 2005 et 2012.



Source : Enquête sur la sécurité financière (ESF) de Statistique Canada CANSIM 205-0002.

L'analyse des canaux indirects à travers lesquels les ménages peuvent soutirer de leur richesse immobilière est tout aussi importante que l'effet direct des fluctuations de cette dernière sur la consommation. La relation entre le crédit hypothécaire et la crise de 2008 en est une illustration. Dans une étude de la Banque du Canada, il est démontré que le rapport prêt-valeur maximal influe grandement sur la procyclicité du marché immobilier, c'est-à-dire plus les lois permettent un prêt élevé par rapport à la valeur d'une maison (Christensen, 2011). Il y a intérêt à analyser les facteurs affectant davantage la procyclicité du marché du logement pour tenter de la part des autorités financières d'atténuer l'ampleur de ce cycle et de diminuer la vulnérabilité du système financier (Christensen, 2011).

Au Canada, il est possible d'emprunter sur la valeur nette d'une maison, ce qui facilite la consommation à la suite d'une augmentation de la valeur immobilière possédée par un ménage. Il y a

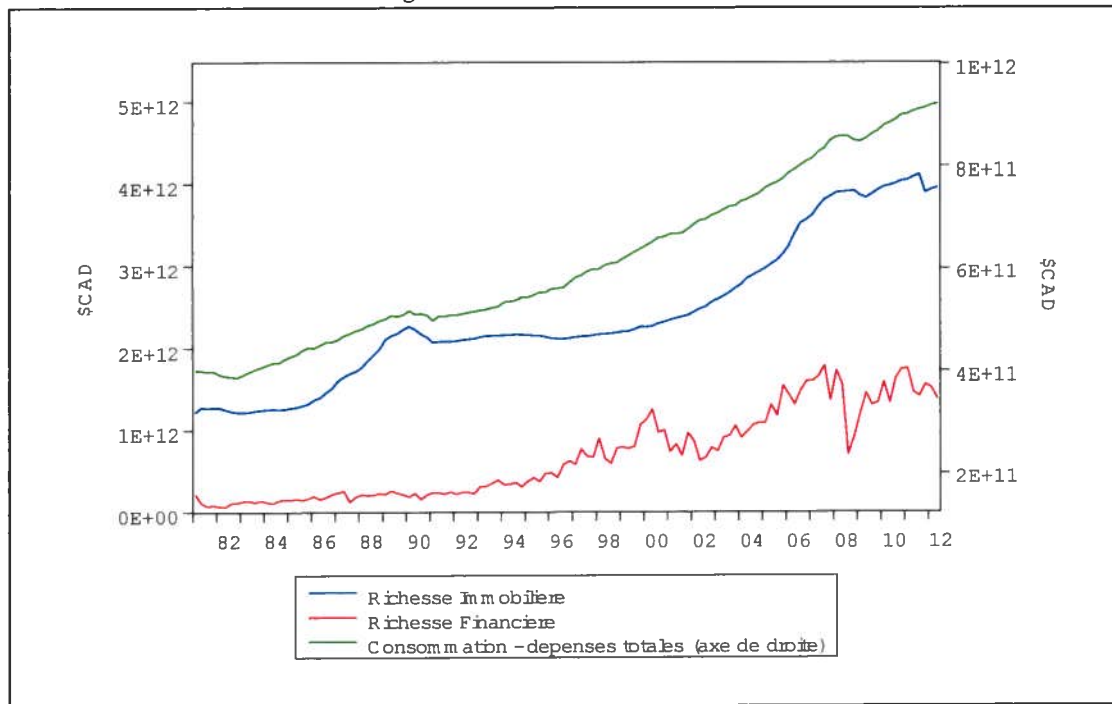
³ Le ESF est seulement disponible annuellement pour 1999, 2005 et 2012. Le total des actifs inclut l'actif total dans les régimes de pension privés, hors des régimes de pensions privés, les actifs non-financiers et les capitaux propres dans l'entreprise. L'immobilier inclut la résidence principale ainsi que les autres biens immobiliers.

quatre options d'utilisation : le refinancement, l'emprunt des remboursements anticipés, la marge de crédit hypothécaire et la deuxième hypothèque. L'avantage que présentent ces quatre instruments financiers sur les autres types de crédit est le plus faible taux d'intérêt auquel les consommateurs peuvent avoir recours. Le refinancement est une mesure qui permet d'emprunter jusqu'à 80% de la valeur de l'hypothèque moins le solde impayé de la maison. La valeur du crédit s'ajoute alors à l'hypothèque. Il est également possible d'emprunter à partir d'un remboursement anticipé, effectué antérieurement, qui s'ajoute aussi à la valeur du capital qu'il reste à rembourser. La marge de crédit hypothécaire est l'instrument le plus commun, qui est habituellement une marge de crédit de 65% de la valeur estimée de la maison, qui peut monter à 80% de la valeur totale de la maison si elle est jumelée à un prêt hypothécaire. Le dernier recours financier est la deuxième hypothèque avec un taux d'intérêt plus élevé dû au risque plus grand engendré par celle-ci puisque la possible perte de la maison va à la première hypothèque d'abord.⁴

Tenant compte de tous les aspects identifiés du marché immobilier canadien, et en observant la figure 4, la consommation semble en effet être guidée par les fluctuations de richesse, ce qui sera confirmé par les estimations économétriques des prochains chapitres. Toutes les variables augmentent temporellement et la richesse financière semble être la plus volatile.

⁴ Informations prises sur le site de l'Agence de la consommation en matière financière du Canada

Figure 4 – Évolution des consommation, richesse immobilière et richesse financière totales des ménages au Canada – 1981-2013



Source : CANSIM, CMHC, Calculs

Note : Richesse immobilière = prix moyen des logements en 2007* indice de prix NHPI * stock de logements - hypothèques, richesse financière = la valeur marchande des actions des personnes et compagnies non-corporées*variation de l'indice SPX

2. La différence entre effet de richesse immobilière et effet de richesse boursière

Comme il en a été question dans l'introduction, il y a plusieurs raisons de soupçonner une différence entre les effets de richesse boursière et immobilière sur la consommation. D'un point de vue global, les deux types d'actifs peuvent engendrer :

- un effet de revenu : le ménage est plus riche en ayant des actifs qui augmentent en valeur.
- un effet de substitution : les autres biens deviennent relativement moins chers avec une augmentation du prix de ces deux types d'actifs.

Un effet direct de revenu engendré par une augmentation des prix du logement relativement aux prix des autres biens permettrait d'échanger le bien immobilier pour un logement plus petit, gagnant en différence de prix. Par contre, il est peu probable que cet effet se produise dû au fait que les gens

veulent rarement vivre dans des logements moins grands que leurs logements actuels. De plus, le coût lié au déménagement et au recours aux courtiers immobiliers risque de ne pas rendre cette action profitable. L'effet de richesse est donc conditionnel à la facilité avec laquelle il est possible de liquéfier la valeur immobilière par l'entremise de la relaxation de contrainte de liquidité, c'est-à-dire à travers la marge hypothécaire (Butler, 2008). Campbell et Cocco (2007) aussi avertissent à propos de l'interprétation de l'effet de richesse immobilière. Il semble logique qu'une augmentation des prix des maisons augmente la richesse des propriétaires, mais n'implique pas nécessairement une augmentation de la richesse réelle et donc de la consommation, mais plutôt représente une compensation des autres coûts qui augmenteraient (Campbell et Cocco, 2007).

Selon le point de vue microéconomique de Case et al. (2001 et 2005), la consommation est affectée différemment selon ces deux types d'actifs pour 5 raisons principales:

- La nature temporaire et incertaine comparée à la nature permanente et certaine d'une variation dans un actif. Par exemple, un choc positif à un certain actif peut être perçu comme étant incertain dû à la volatilité de ce type de richesse et donc, peut influencer la décision de consommation d'un ménage différemment. Selon les données affichées dans la figure 4, la richesse financière est la plus volatile et serait donc considérée comme la moins certaine;
- Le désir de posséder des actifs après sa mort, supposant que les générations plus vieilles désirent laisser un héritage;
- Certains ménages peuvent considérer l'accumulation de richesse comme leur but ultime;
- Mesurer sa richesse n'est pas une tâche simple et elle est prompte à des erreurs de mesure;
- La psychologie d'une séparation mentale de comptes impliquerait que certains actifs sont plus 'appropriés' à utiliser pour la consommation que d'autres. Posséder un bien immobilier peut être perçu par certains comme une diminution de risques rencontrés dans la vie et donc, le fait de consommer à partir de la richesse immobilière serait moins bien 'perçu' qu'à partir de la richesse boursière (Case et al., 2005).

Certaines autres études microéconomiques font la distinction entre les consommateurs selon leurs âges, de sorte que les plus vieux consommateurs, plus souvent propriétaires, seraient en mesure d'augmenter leur niveau de consommation devant une augmentation des prix des maisons, tandis que

les jeunes consommateurs seraient plus enclins à diminuer leur consommation devant une augmentation des prix des maisons pour épargner pour une mise de fonds (Case et al, 2005) et (Flood et al., 2008). Buitter (2010) décrit les maisons comme étant des biens durables desquels une augmentation de prix rend les jeunes consommateurs et ceux qui planifient un achat moins bien lotis. C'est pourquoi, soutient celui-ci, il n'y aurait pas d'effet de richesse au niveau agrégé, sauf lorsqu'il y a une bulle financière dans le marché de l'immobilier.

Au niveau macroéconomique, Dvornak et Kohler (2007) notent également la différence par rapport à la distribution des deux types de richesse en question avec des données agrégées au niveau national, il serait plus logique qu'une variation de la richesse immobilière ait un effet significatif sur la consommation qu'une variation de la richesse boursière puisque cette dernière est possédée par une plus faible partie de la population que l'immobilier. Il est vrai que pour les études précédant les années 1990, il est possible de conclure que l'immobilier est plus difficile à liquéfier que des actifs financiers, ce qui fait donc qu'il est plus difficile de consommer à partir de la variation de la richesse immobilière que boursière. Par contre, Muelbauer et Lattimore (1995) montrent que les innovations financières permettent aujourd'hui une plus grande facilité de 'liquéfaction' de la richesse immobilière. Concernant les instruments financiers, Pichette et Tremblay (2003) ajoutent que de consommer à partir de sa richesse immobilière est plus avantageux du côté fiscal que de dépenser à travers sa richesse boursière, ce qui présente un autre avantage en faveur d'un plus important effet de richesse immobilière que boursière.

Finalement, pour expliquer les co-mouvements entre les prix des logements et la consommation au Royaume-Uni, Attanasio et al. (2005) suggèrent trois hypothèses :

- que l'augmentation des prix des maisons augmente la richesse des ménages qui veulent échanger leur bien durable pour un bien moins dispendieux;
- que lorsque les prix des maisons augmentent, les 'contraintes de liquidités diminuent', et donc les ménages peuvent consommer plus à partir de leur marge hypothécaire;
- que l'augmentation des prix des maisons et de la consommation sont déterminés par la productivité.

3. Revue de la littérature empirique

Le regain d'intérêt pour les déterminants de la consommation à court et à long terme va donner lieu à une prolifération de travaux empiriques sur les modèles de consommation. Le chapitre qui suit présente une revue de la littérature traitant de l'effet de richesse sur la consommation, où les auteurs séparent la richesse en deux composantes : la richesse immobilière et la richesse financière. Il est possible de séparer les études par spécification, pays analysé et données utilisées, incluant les différentes mesures de la richesse.

Tout d'abord, les pionniers de la reconnaissance d'un quelconque effet de richesse sur la consommation sont Modigliani et Ando (1963), avec leur classique hypothèse du cycle de vie, stipulant que les ménages ajustent leur consommation de sorte qu'ils maintiennent un niveau de consommation constant face à une variation du revenu. C'est à partir de cette théorie que découle un effet de richesse, duquel une variation de la richesse influence le niveau de consommation. C'est plus récemment, avec la libéralisation des marchés et les innovations financières des années 1980, comme la capacité d'emprunter de l'argent à partir de sa marge hypothécaire, qu'on a reconnu la distinction entre deux types de richesse, mais surtout, deux types d'effets différents sur la consommation agrégée : l'effet de richesse immobilière et l'effet de richesse boursière (Case, Quigley and Shiller, 2005), (Tang, 2006) et (Flood, Morin et Kolet, 2008).

Un des articles empiriques les plus cités dans le domaine est celui de Case, Quigley et Shiller (2001), examinant le lien entre les richesses immobilière et financière sur la consommation à l'aide de deux panel très complets: l'un de 14 pays⁵ et l'autre des états américains, s'étalant de 1975 à 1999 pour les 14 pays de l'OCDE et de 1982 à 1999 pour les États-Unis. À l'aide de modèles de moindres carrés ordinaires, moindres carrés généralisés, en niveaux et en premières différences, ainsi qu'en ajoutant des effets fixes pour la localisation et la période, les auteurs trouvent un effet de richesse immobilière positif et significatif. Selon la spécification, le coefficient de richesse immobilière pour le panel de 14 pays étudiés varie entre 10,8% et 16,7% et il est plus faible pour les états américains, s'étalant de 0,6% à 7,0%. Il est aussi à noter que l'effet est toujours significatif pour la richesse immobilière que ce soit à partir du panel de 14 pays de l'OECD ou du panel des états américains. L'histoire change lorsque le

⁵ Les 14 pays de l'OCDE étudiés dans le premier panel sont : la Belgique, le Canada, le Danemark, la Finlande, l'Allemagne, l'Irlande, les Pays-Bas, la Norvège, l'Espagne, la Suède, la Suisse, le Royaume-Uni et les États-Unis.

coefficient de la richesse boursière est observé qui est souvent non-significatif et presque nul. De plus, l'hypothèse que l'effet immobilier soit plus élevé que l'effet boursier est acceptée dans tous les cas. La richesse immobilière a donc un effet significativement plus élevé que celui de la richesse boursière. Case et al. répètent leur étude en 2005 en réutilisant les mêmes mesure qu'en 2001 avec les mêmes deux panels et modèles de cointégration, mais dans la version la plus récente, ils ajoutent le modèle à correction d'erreur où le vecteur de paramètres de cointégration est imposé, tenant également compte de la variation de richesse ainsi que de la variation du revenu disponible retardés d'une période. De cette façon, il est possible de mieux tenir compte des effets à court terme et à long terme. Ils ajoutent aussi une variable nominale pour les années avant 1986 et après cette date où un changement dans le marché hypothécaire a eu lieu, ce qui suggère que les innovations financières aient eu un effet sur la consommation puisque le coefficient de richesse immobilière a augmenté pour chacune des spécifications. Bref, même en incluant ces ajustements, les résultats sont très semblables : il y a un fort effet de richesse immobilière tandis que l'effet de richesse financière n'est pas significatif dans la plupart des spécifications. La plus grande contribution de Case et al., comme le constatent plusieurs auteurs, est certainement l'utilisation de leur index du marché immobilier, lui-même développé par les deux premiers auteurs et ainsi augmentent la fiabilité de leur mesure de la richesse immobilière. Un autre avantage de l'étude de Case et al. est l'utilisation des données en panel au niveau de l'état, permettant ainsi de diminuer la multicollinéarité entre les variables explicatives puisque les marchés immobiliers sont différents d'un état à l'autre (Dvornak et Kohler, 2003 et 2007), tandis que les institutions financières s'appliquent au pays. Une des lacunes soulevées par Calomiris et. al. (2009) à propos de cette étude est le possible biais d'endogénéité des variables explicatives dû à l'utilisation d'un panel, malgré le fait que la robustesse du modèle soit augmentée grâce au recours d'un plus grand nombre de données (Calomiris et al 2009). De plus, les variables sont régressées aux mêmes périodes, donc la corrélation entre les variables expliquée et explicatives pourrait être due aux chocs affectant le revenu permanent qui se trouvent dans le terme d'erreur (Calomiris et. al., 2009 et Carroll, Otsuka et Slacalek, 2006). En somme, il y a présence d'hétérogénéité inobservée, c'est-à-dire le revenu espéré qui est dans le terme d'erreur et n'est donc pas observable, affecte à la fois la consommation et la richesse immobilière (ainsi que boursière) et causerait un problème d'endogénéité, ce qui a pour conséquence l'inconsistance de l'estimateur.⁶

⁶ Brooks, C. (2008). *Introductory Econometrics for Finance*.

En 2002, Ludwig et Slok effectuent une étude contenant des données de 16 pays de l'OECD, en séparant les pays par type de marché financier : les pays avec un système bancaire prédominant et les pays avec économie de marché, tels que les pays anglo-saxons. Cette distinction vient soutenir l'idée que dans les pays où le système de marché est dominant, il y a présence de distribution plus proportionnée de personnes ayant des actifs que dans un système bancaire, où les actifs seraient plutôt concentrés chez les plus riches. Deux estimations sont effectuées, l'une sans distinction entre les systèmes, et l'autre en séparant les échantillons, couvrant les années 1985-2000. Les auteurs utilisent des *proxies* comme approximation des deux types de richesses, le prix des logements comme approximation de la richesse immobilière et le prix des actions comme approximation de la richesse boursière. Cette technique diffère des études précédant celle-ci et elle constitue un avantage et un inconvénient en soi. L'avantage est qu'il est possible d'utiliser des données trimestrielles pour tous les pays⁷, donc plus de variations observables et l'inconvénient est l'imprécision des estimations dû à une approximation de variables. Les techniques économétriques pour panels cointégrés, utilisés dans leur article et développés par Pesaran et al (1999) présentent l'avantage, selon les auteurs, de pouvoir séparer les effets selon le court et le long terme. Ceci rendrait l'analyse plus flexible que celle de Case et al. (2001 et 2005). Les résultats indiquent que sans distinction entre les systèmes dans chaque pays, l'effet de richesse immobilière est deux fois plus petit que celui de l'effet boursier et ces deux résultats sont significatifs. Pour l'estimation séparant les pays selon s'ils se basent sur un système bancaire ou de marché, l'hypothèse selon laquelle une distribution plus égale selon le type de richesse permet un effet plus grand est correcte. Les pays où le système de marché est davantage présent que le système bancaire, les élasticités de prix des actions y sont plus grandes que dans les pays où le système bancaire est dominant. En performant leurs estimations pour un autre échantillon de données couvrant les années 1960-1984, et ne trouvant pas d'effet de richesse immobilière, ils déduisent que le développement des marchés hypothécaires des dernières années facilite beaucoup la consommation soutirée de celle-ci. Une faille à noter est la faible robustesse de leurs modèles, faisant en sorte qu'on doit interpréter les résultats avec précaution, c'est-à-dire que leurs estimations d'effets sont peu concluantes.

C'est en 2007 que Dvornak et Kohler publient leur étude sur l'impact de la richesse immobilière sur la consommation, suivant largement la méthode de Case et al (2001 et 2005). Avec un panel de données australiennes au niveau des états, ils testent la relation entre la consommation et les variables

⁷ Pour certains pays, les auteurs ont dû interpoler quelques données annuelles pour estimer les données trimestrielles.

explicatives telles que la richesse provenant des actifs boursiers, la richesse immobilière et la richesse provenant des autres instruments financiers qui ne soulèvent pas de l'immobilier ou de la bourse, ainsi que le revenu disponible. Nombreux modèles économétriques sont testés : le modèle de moindres carrés ordinaires de base, le modèle dynamique de moindres carrés ordinaires et un estimateur moyen pour les groupes basé sur une régression sans corrélation apparente. Un apport important à la littérature sur le sujet se base sur leur définition de la richesse. Contrairement à Case et al, Dvornak et Kohler utilisent des données de richesse nette au lieu de la valeur marchande de la richesse. Plusieurs tests de robustesse de plus que dans Case et al sont effectués tels que l'utilisation de variables instrumentales pour corriger l'endogénéité et les différentes spécifications selon le type de bien consommé (durable ou non-durable). Ils accroissent par ailleurs la crédibilité de leur étude en soupçonnant un arrêt structurel entre deux périodes que leurs données couvrent, c'est-à-dire avant et pendant les années de libéralisation financière. Malgré la confirmation de l'absence d'arrêt structurel, l'effet de richesse boursière est plus élevé que l'effet de richesse immobilière en Australie, où l'effet d'une augmentation de richesse de cette dernière est de 6 à 9 cent pour le dollar, tandis qu'elle est de 3 cents sur le dollar pour la première (Dvornak et Kohler, 2007). Par contre, en ajustant les propensions marginales à consommer selon l'ampleur de la richesse respective, un pourcent d'augmentation de richesse immobilière a au moins le même effet qu'un pourcent d'augmentation de richesse financière puisque cette dernière est environ 3 fois plus faible que la première. Un des avantages à utiliser des données macroéconomiques au niveau de l'état, soulevé par Dvornak et Kohler (2003 et 2007), est lié à la multicollinéarité entre les effets de richesse financière et immobilière. Selon eux, c'est en raison de l'utilisation de données nationales agrégées et de la multicollinéarité leur étant liée que les effets ne sont souvent pas significatifs dans les études passées, du à la difficulté de séparer les effets immobilier et financier, étant très corrélés.

Durant la même année, Campbell et Cocco (2007) contribuent aussi à cette littérature, avec comme hypothèse qu'un plus haut prix des logements ferait en sorte que les ménages se perçoivent comme étant plus riches, et donc consommeraient davantage. En utilisant des données au niveau microéconomique des ménages du Royaume-Uni, qui leur permettent de séparer les ménages en catégories d'âge et selon le statut de propriétaire ou de locataire, ils trouvent un effet significatif des fluctuations de prix des logements chez les consommateurs plus âgés et qui sont propriétaires au Royaume-Uni, mais pas d'effet significatif chez les plus jeunes. L'utilisation de microdonnées présente l'avantage additionnel de pouvoir différencier les facteurs nationaux (telle que la libéralisation

financière) et locaux (tels que les prix des logements). L'inconvénient de l'utilisation de ce pseudo-panel réside dans la limitation de l'interprétation des coefficients. Plus précisément, l'interprétation des coefficients est la probabilité qu'un ménage subisse un effet de richesse sachant qu'il fait partie d'une certaine cohorte, et donc est susceptible de se confronter à des erreurs de mesure.

Avec la même source de données du Royaume-Uni, Attanasio et al. montrent la forte corrélation entre les mouvements des prix des maisons et la variation de consommation (2005 et 2011) et soulèvent l'importance de déterminer s'il y a causalité entre les mouvements des prix des maisons et la variation de consommation, et s'il y a lieu, par quelle voie ces prix affectent la consommation. Avec un modèle de consommation basé sur l'hypothèse de cycle de vie et en utilisant des données du Royaume-Uni, leurs résultats déterminent que l'hypothèse de l'effet de richesse immobilière est exclue en faveur de la troisième hypothèse décrite dans le chapitre 2, celle qui caractérise qu'un troisième facteur est responsable des fluctuations des prix des maisons et de la consommation. Donc, l'hypothèse de productivité qui expliquerait qu'une augmentation de prix des maisons favoriserait les jeunes ménages puisque leurs revenus anticipés augmenteraient alors en même temps, ce qui est un résultat qui est en contraste avec toutes les autres études sur le lien entre les prix des maisons et la consommation (Attanasio et al, 2005).

Il est à noter que ces deux dernières études, celle d'Attanasio et al. (2005) et de Campbell et Cocco (2007) présentent des résultats différents alors que les données du même pays sont analysées. Une comparaison rigoureuse entre ces deux études, effectuée par Cristini et Sevilla Sanz (2008) permet de distinguer ce qui a pu causer cette différence significative. Ils soupçonnent que le fait que l'étude d'Attanasio et al. (2005) s'étale sur des données datant d'une période plus longue que celle de Campbell et Cocco, où ces derniers n'analysent que la période de libéralisation financière puisse avoir un effet différent⁸. De plus, Attanasio et al. ne s'attardaient que sur la dimension de l'âge tandis que Campbell et Cocco prenaient en compte l'interaction entre l'âge et le statut de propriétaire. Également, leurs définitions de la consommation respectives n'étaient pas les mêmes, ainsi que les sources des prix des logements et les spécifications de leurs modèles. En ajustant l'étude d'Attanasio et al. pour qu'elle soit comparable avec celle de Campbell et Cocco, les auteurs trouvent que même en spécifiant comme Campbell et Cocco, les résultats sont robustes au changement de période, à la définition de

⁸ Attanasio et al. (2005) couvrent une période de 1978 à 2001 tandis que Campbell et Cocco (2007) focalisent sur les années 1988-2000.

consommation, au changement de source de données, mais sensibles au déflateur de prix. Par contre, l'interprétation qui découle de cette dernière différence ne change pas. La vraie différence réside dans la spécification selon la consommation en niveaux ou la consommation selon une équation d'Euler, en croissance de consommation (Cristiani et Sevilla Sanz, 2008). Ils laissent la tâche de déterminer laquelle est la plus plausible aux futures recherches.

Tandis que la plupart des articles fondent leurs estimations à partir d'une méthode de cointégration, Carroll, Otsuka et Slacalek (2006 et 2011) démontrent les sources de problème liées à l'instabilité du vecteur de cointégration dû au manque de données de longue période, même pour un pays comme les États-Unis qui a plus de 50 ans de données (Carroll, Otsuka et Slacalek, 2011). Ils critiquent l'imposition du vecteur de cointégration par Case et al. (2005). Ces trois auteurs utilisent alors un modèle où la consommation est un modèle de marche aléatoire, augmenté de quelques variables qui pourraient influencer la consommation. En se servant de la théorie de la rigidité de consommation, ils estiment le coefficient de rigidité pour ensuite estimer des effets de richesse immobilière et boursière à court-terme et à long terme. Parmi les variables explicatives déterminant la variation de consommation à court-terme, la spécification qu'ils préfèrent est celle où les variables explicatives sont le taux d'intérêt réel, l'indice de confiance des consommateurs et les deux types de richesse. Ils trouvent des effets significatifs de 2 cents pour un dollar d'augmentation de richesse immobilière, pour ce qui est de la propension marginale à consommer à partir de la richesse immobilière à court terme. Cet effet s'amplifie à long terme pour atteindre une propension marginale à consommer (pmc) de 4 à 10 cents sur le dollar d'augmentation de la richesse immobilière. Un des problèmes avec la méthode d'identification de Carroll, Otsuka et Slacalek, c'est l'interprétation de la persistance de la consommation, qui est interprétée comme une 'formation d'habitude' et qui pourrait en fait être un décalage dans la réponse de consommation face aux changements dans la richesse (Calomiris et al., 2009). Carroll, Otsuka et Slacalek (2011) répondent à cette critique en expliquant que le coefficient de la consommation décalée peut soit être un décalage dans la réponse face à une augmentation de la richesse, soit un effet de l'habitude dans la consommation. Ils affirment que peu importe l'interprétation de cette hypothèse, les résultats restent les mêmes. Un autre problème soulevé par Calomiris et al. (2009) implique une possible erreur de mesure de la richesse immobilière, puisque 50% de cette richesse représente un richesse qui n'est pas de source immobilière, et donc représenterait un possible biais d'endogénéité.

Un autre travail caractéristique traitant de l'effet de richesse immobilière séparé de l'effet de richesse financière fut de celui de Bostic et al. (2009), où les auteurs produisent une base de micro-données américaines innovatrice,⁹ leur permettant de mieux distinguer entre les biens durables et non-durables et entre les individus propriétaires et locataires que les études précédentes. Comme Dvornak et Kohler (2003), les auteurs testent si les consommateurs décident en se basant sur la valeur de marché de leurs actifs ou de la valeur nette. Un autre important ajout est leur séparation des estimations selon un groupe d'années, pour observer la possible variation des coefficients de richesse selon le groupe d'années en question. Leur estimation montre que les effets de richesse immobilière sont significatifs et plus importants que l'effet de richesse financière. L'élasticité de consommation à partir de la valeur de la maison s'élève à 0,06, significatif pour toutes les périodes étudiées, tandis que l'élasticité à partir de la richesse financière est de 0,02.

Plus récemment, Browning et. al (2013) effectuent une analyse microéconomique similaire à celle de Campbell et Cocco (2007), mais en utilisant des données danoises datant de 1988 à 1996, et se concentrent un peu plus sur le processus dynamique de générations des prix des maisons que les deux autres études sur lesquelles les auteurs se basent. Ils affirment que l'estimation des prix des maisons est capitale pour la séparation des chocs de prix attendus et inattendus (Browning et. al, 2013). La deuxième innovation de Browning et. al. par rapport aux études qui les ont précédé est l'utilisation d'un panel au niveau des ménages qui permet de contrôler pour des effets spécifiques aux ménages tel que l'aversion au risque par exemple. Les auteurs estiment l'effet d'un changement de prix des maisons sur la consommation des jeunes et vieilles cohortes, en séparant selon la période 1988-1992 et 1993-1996 et en tenant compte du statut de propriétaire versus locataire. Un autre apport important de cette étude est la découverte du processus générateur de prix des maisons étant stationnaire, impliquant que les effets d'un choc aux prix des maisons ne soit pas de longue durée, et donc que la richesse immobilière n'affecte pas la consommation de façon permanente. Ils reconnaissent par contre une possibilité de présence de variable omise : le changement d'attente par rapport à la situation financière. Une autre importante faille dans leur analyse est la mauvaise mesure de la consommation qui fait en sorte que les intervalles de confiances de leurs paramètres sont trop larges. De plus, leurs données ne couvrent pas les dernières années de difficulté financière (leur données s'arrêtent à 1996), et donc ils ne peuvent pas confirmer la validité externe de leurs estimations (Browning et. al, 2013). En somme, leurs résultats

⁹ Les bases de données combinées sont le Survey of Consumer Finances et le Consumer Expenditure Survey.

démontrent une absence d'effet de richesse immobilière sur la consommation au Danemark, en tenant compte de l'âge et de la période étudiée.

Études canadiennes

Concernant l'effet de richesse immobilière au Canada, le nombre d'études utilisant des données canadiennes est limité. Souvent, c'est en comparant plusieurs pays qu'on inclut le Canada dans l'analyse. L'un des premiers à explorer les effets de richesse au Canada fut Macklem en 1994. Pour les effets à long-terme, l'auteur sépare la richesse en portion humaine et non-humaine, estimant alors leurs effets respectifs à court et à long terme sur la consommation agrégée. Trois modèles principaux sont utilisés : un modèle de consommation Keynésien de long-terme, un modèle de consommation incluant le revenu et la richesse ainsi qu'un modèle combiné où la richesse est décomposée en termes humain et non-humain, en tenant toutefois compte du revenu disponible. Pour ce qui est des effets à court-terme, un modèle à correction d'erreur est appliqué, incluant les relations à long-terme pour expliquer les déviations à court terme. L'auteur trouve des effets significatifs du changement de revenu disponible et de la richesse sur la consommation, mais pas à partir de la richesse non-humaine, c'est-à-dire la richesse boursière. Par contre, lorsqu'il exclut la valeur des capitaux propres de sa mesure de la richesse non-humaine, il en trouve un effet significatif sur la consommation, ce qui laisse penser que la partie restante, incluant en grande partie la richesse immobilière, puisse avoir un effet sur la consommation au Canada. L'auteur attribue l'insignifiance à court et à long terme de l'effet 'non-humain' incluant les capitaux propres au fait que la plus grande partie de la population ne détient pas de titres boursiers et au fait que les actifs non-humains ne sont pas perçus comme des valeurs sûres. Macklem reconnaît par contre que sa mesure de richesse puisse comporter des erreurs de mesure qui sont corrélés avec le revenu disponible.

En complément à l'étude de Macklem, Lise Pichette et Dominique Tremblay (2003) effectuent une étude pour la Banque du Canada, examinant le lien entre l'augmentation de la richesse et l'augmentation du niveau de consommation. En se basant sur les modèles de Macklem et en utilisant les mêmes mesures de richesse que celui-ci, les auteurs trouvent un effet de richesse immobilière significatif de 0,09 comparé à l'effet de richesse financière de 0,02, significatif aussi. Ils soulèvent l'important argument de la faiblesse des modèles de cointégration utilisés dans les études précédant la leur, employant alors un modèle VECM qui a l'avantage de prendre en compte les variations

dynamique des variables sous-jacentes aux vecteurs de cointégration et de séparer les PMC en effets transitoire ou permanent. Concernant les effets permanents et temporaires, ils trouvent qu'un effet permanent sur la richesse immobilière va résulter en une réaction de la part des consommateurs tandis que cet effet ne peut pas être confirmé du côté de la richesse financière.

Une étude de l'Organisation de Coopération et de Développement Économique (OCDE) de 2004 compare les effets de richesse immobilière sur la consommation de différents pays à court et à long terme, incluant le Canada, en régressant la consommation par rapport au revenu réel, à la richesse financière, à la richesse immobilière caractérisée ici par les actifs immobiliers moins les hypothèques, au taux d'intérêt à court terme, au taux de chômage et au taux d'inflation (Catte et al, 2004). Les résultats de cette études démontrent un effet de richesse immobilière non seulement positif au Canada, mais aussi dépassant l'effet de richesse immobilière où l'effet immobilier à court terme est de 0,3% et à long terme de 0,6% pour une augmentation de richesse immobilière de 10%. Un point intéressant de cette étude est l'inclusion des prêts sur capitaux immobiliers dans l'équation de la consommation, démontrant ainsi un effet significatif de la facilité d'emprunter sur l'élasticité de la consommation, amplifiant ainsi par ce canal l'effet de la richesse immobilière sur la consommation (Catte et al., 2004). On remarque aussi que les pays qui ont les marchés financiers les plus développés, c'est-à-dire le Canada, l'Australie, les Pays-Bas, le Royaume-Uni et les États-Unis, ont les plus grands effets de richesse immobilière, donnant l'accès au financement hypothécaire plus facilement que les autres pays dans l'échantillon analysé.

Un peu plus tard, en 2009, Slacalek effectue une étude en collaboration avec la Banque Centrale Européenne, incluant aussi le Canada parmi les pays analysés pour les années 1970-2003. En suivant la même méthode que Carroll, Otsuka et Slacalek (2006), mais avec des effets fixes de pays et des mesures de la richesse différentes en raison des différentes sources de données des 16 pays. Pour les effets à long-terme, la moyenne du groupe de pays est d'un peu plus de 5 cents sur le dollar d'augmentation des deux types de richesse. Au Canada, les effets à long-terme d'une augmentation de richesse financière sont d'environ 8 cents et ce résultat est significatif à 5%. L'auteur trouve un effet de 1,3 cents pour l'effet de richesse immobilière, mais ce coefficient n'est pas significatif. En regroupant les pays selon les marchés hypothécaires plus développés comparativement aux pays avec marché hypothécaire moins développé, les résultats de Slacalek montrent des effets presque égaux de richesse boursière et immobilière, tous deux significatifs à moins de 1%. Le même exercice de groupage a été fait selon que

le pays soit un pays Anglo-Saxon ou non et dans les pays Anglo-Saxon, la richesse financière a habituellement un effet un peu plus élevé, soit de 6,4 comparé à 5,3 à long terme (Slacalek, 2009). L'auteur note que les estimation par pays individuel ne sont pas précises et que les estimations par groupe sont substantiellement plus précises puisqu'il impose des restrictions d'homogénéité lorsque les pays sont en question, ce qui diminue leur précision.

4. Données et méthodologies

Les données de cette étude s'étendent de 1981 à 2012 et sont trimestrielles. Toutes les données sont agrégées au niveau national et exprimées par personne en âge de posséder des actifs ou de l'immobilier, c'est-à-dire que les variables sont toutes divisées par la population de 15 ans et plus. Les variables sont extraites de Statistiques Canada/CANSIM, de la *Conference Board of Canada* et de la Société canadienne d'hypothèques et de logements. Pour plus de détails sur les séries, voir l'annexe 1.

4.1 Les données

4.1.1 La mesure de la consommation

Les niveaux de bien consommés au Canada ont directement été extraits de Statistique Canada, en choisissant les séries de dépenses de consommation finales des ménages, désaisonnalisées aux prix courants de 2007. Par contre, la variable a été transformée pour concorder avec les mesures de Carroll, Otsuka et Slacalek (2011). Ils définissent la variation de consommation ainsi :

$$\Delta C_t = \frac{C_t - C_{t-1}}{C_{t-5}} \quad (4.1)$$

Donc, dans les estimations, lorsqu'il est question de δC_t , il sera question de la variation de la consommation d'une période à l'autre divisée par la consommation à $t - 5$. Ceci ne fait pas grande différence au niveau de l'interprétation puisque le coefficient de corrélation entre la variation de consommation ayant pour dénominateur la consommation retardée de 5 périodes et la variation de consommation avec dénominateur retardé d'une période est de 0,9997. De plus, tous les biens durables et non-durables ainsi que les services sont inclus dans cette variable, en suivant la logique de Dvornak et Kohler (2007), Case, Quigley et Shiller (2005) et Carroll, Otsuka, Slacalek (2011). Ces auteurs soutiennent que leur mesure de consommation est basée sur la dépense totale des ménages sur les biens

et services, puisque l'intérêt est encligné vers l'effet sur la consommation agrégée, au niveau macroéconomique et non seulement sur les biens non-durables qui sont habituellement pris en compte dû au fait que l'utilité à partir de la consommation est dérivée à partir d'un flux de consommation. (Dvornak et Kohler, 2007).

4.1.2 La mesure de la richesse financière

La mesure de la richesse financière se compose de deux séries dans CANSIM, toutes deux pour le secteur des particuliers et entreprises individuelles, ainsi que de la croissance de l'indice S&P/TSX. Le S&P/TSX est un indice composé de valeurs des actions canadiennes et est souvent considéré comme 'étant l'indice repère des actions canadiennes'¹⁰. La mesure de richesse financière est une approximation dû à l'important manque de données précises dans Statistiques Canada.¹¹ En suivant de près Macklem (1994) et Pichette et Tremblay (2003), la richesse boursière est définie comme suit :

$$FW_t = EQ_{t-1} * \left(\frac{TSX_t}{TSX_{t-1}} \right) + (BEQ_t - BEQ_{t-1}) \quad (4.2)$$

où EQ_t est la valeur marchande des actions des personnes et compagnies non-corporées¹², le rapport $\frac{TSX_t}{TSX_{t-1}}$ est la croissance de l'indice composé S&P/TSX pour tenir compte des fluctuations de prix à la bourse de Toronto. La mesure est mensuelle et pour la mesure trimestrielle, la valeur du mois suivant a été prise. Par exemple pour le trimestre 1, la valeur du mois d'avril a été prise au lieu de la valeur du mois de mars puisque l'indice se mesure au début du mois. BEQ est une variable composée ainsi :

$$BEQ = EQ - (YCR * \frac{EQ}{TEQ}) \quad (4.3)$$

où YCR sont les profits non-distribués réalisés par les entreprises et TEQ est le total des actions, pour tous les secteurs de l'économie et non seulement les personnes et entreprises non-incorporées. En comparant les fluctuations de cette variable de richesse financière construite avec la variable 'stock market wealth' de Pichette et Tremblay (2003), on remarque des fluctuations semblables pour les données disponibles.

¹⁰ Banque du Canada, Statistiques, renseignements complémentaires, Indices composés S&P/TSX Clôture.

¹¹ Plusieurs séries de Statistiques Canada se terminent ou les définitions changent et donc les séries deviennent impossibles à concorder. Voir annexe 1, section 1.3.

¹² Voir dans l'annexe 1 section 1.3 la construction de EQ et de TEQ à partir du NBSA et du FFA de Statistique Canada

Pour capturer la rigidité de la consommation dans la mesure de variation de richesse boursière, qui est expliquée plus en détail dans le chapitre 5, la mesure de variation de richesse boursière est définie par Carrol, Otsuka et Slacalek (2011) de cette façon :

$$\partial \overline{FW}_t = (\Delta FW_t + \chi \Delta FW_{t-1} + \chi^2 \Delta FW_{t-2} + \chi^3 \Delta FW_{t-3}) / C_{t-4} \quad (4.4)$$

où χ est le coefficient de rigidité estimé dans la section 5.1 et la variable est divisée par C_{t-4} pour être directement comparable en tant que propension marginale à consommer. Carroll, Otsuka et Slacalek (2011) expliquent que si le dénominateur était en terme de richesse, on ne mesurerait pas une propension marginale à consommer, mais bien le rapport entre deux taux de croissance.

4.1.3 La mesure de la richesse immobilière

S'inspirant étroitement de Case, Quigley et Shiller (2001 et 2005), la mesure de richesse immobilière dans ce mémoire est définie comme suit :

$$HW_t = (H_t * I_t / 100) * p_{2007} - M_t \quad (4.5)$$

où HW_t est la mesure de richesse en dollars constants de 2007 au trimestre t , H_t est la mesure du nombre de logements résidentiels au temps t , I_t est l'indice de prix des nouveaux logements (NHPI) par Statistique Canada, p_{2007} est le prix moyen des logements résidentiels en 2007 et M_t est le total des hypothèques résidentielles en dollars constants de 2007 au temps t . Les variables de droites ont été divisées par la population de 15 ans et plus pour obtenir une richesse immobilière par personne étant en mesure de posséder un bien immobilier. La mesure de Case, Quigley et Shiller comporte une différence : elle est multipliée par le ratio de propriétaires et les hypothèques n'y sont pas soustraites. Le fait de soustraire la dette de la richesse et de considérer la richesse nette suit de près le raisonnement de Dvornak et Kohler (2003 et 2007), qui définissent la richesse comme richesse nette au lieu de la richesse au niveau du marché. Un des problèmes soulevé par Calomiris et al. (2009) à propos de la mesure de richesse immobilière utilisée par Carroll, Otsuka et Slacalek (2006) était qu'une grande portion de cette mesure était de la richesse non issue de l'immobilier. Ces mêmes auteurs étaient plutôt en faveur de la mesure HW_t créée par Case, Quigley et Shiller (2005), celle qui est imitée ici. Les deux mesures sont illustrées dans la figure 1 de l'introduction. La richesse boursière étant plus volatile que la

richesse immobilière, il est possible d'en déduire que les chocs subis par cette dernière sont perçus comme plus persistants que ceux subis par la richesse boursière.

Suivant COS (2011), la définition de la variation de richesse immobilière est définie comme suit :

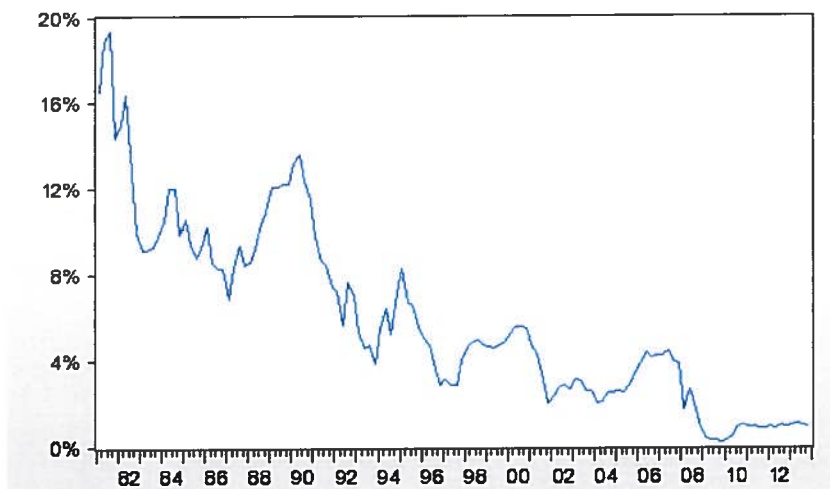
$$\partial \overline{HW}_t = (\Delta HW_t + \chi \Delta HW_{t-1} + \chi^2 \Delta HW_{t-2} + \chi^3 \Delta HW_{t-3}) / C_{t-4} \quad (4.6)$$

où les variations de richesse actuelles dépendent des variations de richesse passées, selon un certain degré de rigidité χ . La même raison pour laquelle les variations sont divisées par la consommation de l'équation 4.4 s'applique ici.

4.1.4 Le taux d'intérêt

Carroll, Otsuka et Slacalek (2011) utilisent le taux d'intérêt trimestriel émis par la *Federal Reserve* dans leur régression des effets à court-terme. Suivant leur modèle, le taux d'intérêt qui est utilisé pour les données canadiennes est le taux du bon du trésor de 3 mois émis par la Banque du Canada. La série trimestrielle a été extraite de CANSIM pour les années 1981-2012. Le mois de mars correspond à la première valeur trimestrielle par année, et ainsi de suite. Le graphique 5 ci-dessous montre l'évolution avec une tendance à la baisse de ce taux. Théoriquement, une augmentation du taux d'intérêt devrait être négativement corrélée avec le niveau de consommation par personne. Tel qu'il est possible d'observer, le taux d'intérêt a une tendance à la baisse depuis le début des années 1980, miroitant autour de 1% après la dernière crise financière.

Figure 5 – Taux d'intérêt- Bon du trésor de 3 mois de la Banque du Canada, 1981-2012



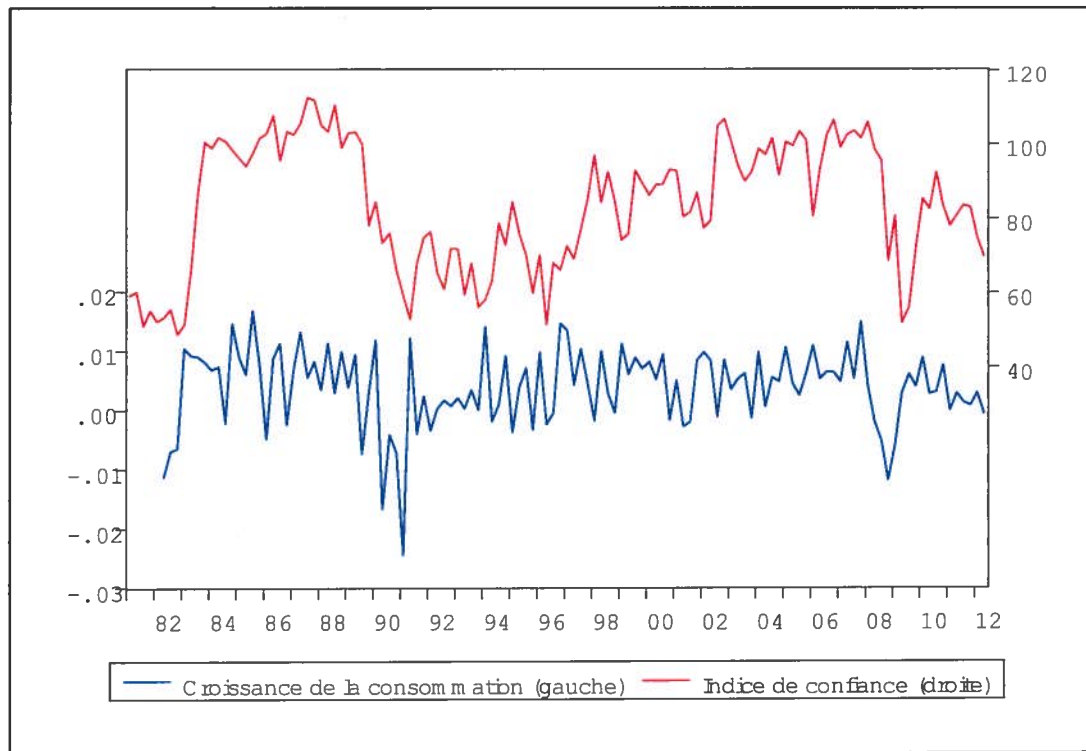
Source : Banque du Canada

4.1.5 La confiance des consommateurs

Il y a plusieurs raisons de croire que la confiance des consommateurs ait un impact important sur la consommation. Comme l'illustrent Reinhardt et Rogoff dans leur ouvrage récent, 'les économistes n'ont toujours pas une idée très claire par rapport à ce qui rend la confiance des consommateurs vulnérable et historiquement parlant, lorsqu'un évènement financier négatif est prévu, celui-ci se produit' (Reinhardt and Roggof, 2009, p.xlii). Ce qu'ils veulent dire, c'est que la confiance a est un préambule aux évènements économiques et celle-ci pourrait contenir des informations sur leurs anticipations. On s'attendrait alors à une relation positive entre l'indice de confiance et la variation de consommation. De plus, Carroll, Otsuka et Slacalek (2011) incluent dans leurs variables explicatives un indice de confiance du des consommateurs américains, ce qui inspire l'addition de cette variable dans cette étude. On peut observer que plus les consommateurs sont confiants, selon l'indice utilisé, plus le niveau de consommation augmente généralement dans la figure 6. Cet indice a été extrait de la *Conference Board du Canada*, et il est procuré par Nielsen Holdings N.V. Il est un rapport entre les questions positives et les questions négatives répondues par un échantillon aléatoire de Canadiens et s'étend de 1980 à 2013 sur une base mensuelle. Il a été transformé en indice trimestriel en prenant la valeur pour chaque mois final par trimestre¹³. Par contre, les estimations du chapitre 5 montrent que le modèle à court-terme n'est pas du tout robuste à l'inclusion de cette variable. Elle est gardée pour être utilisée comme variable instrumentale puisqu'elle est fortement corrélée avec les variables explicatives, selon la matrice de corrélations 2.3 entre les variables de l'annexe 2.

¹³ Par exemple, pour le trimestre 1 de l'an 2002, la valeur correspondant au mois de mars 2002 a été utilisée.

Figure 6 – La croissance de consommation et l'indice de confiance des consommateurs au Canada, 1981-2013



Source : Conference board of Canada, Statistiques Canada, calculs

Tableau 1 - Statistiques descriptives des variables principales

	Consommation totale par personne (\$CAD 2007)	Richesse immobilière par personne (\$CAD 2007)	Richesse boursière par personne (\$CAD 2007)	Bons du trésor
Moyenne	25995	100567	26803	6,2%
Maximum	32546	146542	24863	19,4%
Minimum	20156	63071	3023	0,19%
Écart-type	3701	24957	18764	4,25%

4.2 Stationnarité des variables

La plupart des séries temporelles ne sont pas stationnaires, c'est-à-dire que leur moyenne et leur variance dépendent du temps, et il y a présence d'autocorrélation entre les termes. Même sans tests, une inspection visuelle des graphiques des variables utilisées permet de confirmer ce soupçon, c'est-à-dire qu'elles ont la plupart une tendance à la hausse et ne semblent pas varier autour d'une constante. Le problème que peuvent engendrer les séries non-stationnaires incluent la fausse prédiction d'un lien entre certaines variables, créant des régressions fallacieuses qui prédisent un lien entre des variables qui ne sont pas reliées. De plus, les statistiques *t* ne suivraient pas la distribution *Student* et les hypothèses deviennent alors invalides. Puisque la méthode des moments généralisés utilisée dans ce mémoire a comme hypothèse la stationnarité des variables, il est important d'en tenir compte. Pour vérifier la stationnarité des variables en niveaux et en premières différences, deux tests ont été performés. Premièrement, le test de *Dickey-Fuller Augmenté* (DFA) a été appliqué, ayant comme hypothèse nulle la présence de racine unitaire, contre l'hypothèse alternative qu'il n'y en ait pas. Puisque les tests de racine unitaire sont en général faibles, un autre test a été performé sur les variables: le test de Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS). KPSS a pour hypothèse nulle la stationnarité de la variable en question, donc si la statistique LM calculée est plus élevée que la valeur critique correspondante, alors il y a rejet de l'hypothèse nulle de stationnarité. La constante et la tendance ont été ajoutés seulement si le test les affichaient significatifs à un niveau de moins de 5%. Les tableaux 2.1 et 2.2 de l'annexe 2 décrivent les résultats des deux tests de racine unitaire. Le taux de chômage *unemp* et les dépenses gouvernementales *gov* ne sont pas stationnaires en niveaux.

5. Méthodologie et Résultats

5.1 La rigidité de la consommation

Les estimations de court et de long terme des effets de richesse boursière et immobilière se basent sur un concept important dans la théorie macroéconomique sur la consommation : la rigidité de la consommation. Selon Carroll (2013), la théorie classique énonce que le consommateur fait face à la contrainte budgétaire dynamique suivante :

$$b_{t+1} = (b_t + y_t - C_t)(1 + r) \quad (5.1.1)$$

où b_t est le solde bancaire au début de la période t , y_t est le revenu qui est composé du revenu permanent et d'un choc transitoire et le facteur $1 + r$ est le facteur d'intérêt indépendant du temps. Il est alors possible de définir la consommation en la séparant selon la richesse humaine et non-humaine, tenant compte du facteur d'intérêt :

$$C_t = (b_t + (\theta_t - 1)p_t + h_t) * \frac{r}{1+r} \quad (5.1.2)$$

où θ_t représente le choc transitoire sur le revenu permanent p_t et h_t est la valeur actualisée du revenu permanent.

Hall (1978) publie un article révolutionnaire montrant le caractère imprédictible de la consommation par rapport au revenu, contredisant les théories le précédant. Il stipule que la consommation suit un modèle de marche aléatoire, dans lequel seule la consommation actuelle puisse prédire la consommation de la prochaine période. En d'autres mots, puisque les agents rationnels s'attendent à ce que leur niveau de consommation soit le même que le niveau de consommation d'aujourd'hui, ceci donne ce résultat :

$$C_t = E(C_{t+1}) \quad (5.1.3)$$

où la consommation d'aujourd'hui est au même niveau que la consommation à laquelle les agents s'attendent au temps $t + 1$. Avec l'hypothèse de Carroll et Slacalek (2006) que seulement une partie des agents composant l'économie mettent à jour leurs anticipations, la variation de consommation devient :

$$\Delta C_{t+1} = (1 - \pi)(1 + r)\Delta C_t + \varepsilon_t \quad (5.1.4)$$
$$\varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2)$$

où π est la proportion d'agents qui 'mettent à jour' leurs anticipations face aux changements économiques.

Il existe deux explications de ce 'retard' dans l'ajustement de la consommation après un choc. La deuxième théorie de rigidité présente une différente interprétation du coefficient estimé de la croissance de consommation, le facteur π qui caractérise la partie des consommateurs qui est inattentive aux changements macroéconomiques qui pourraient influencer leur décision de consommation d'une période à l'autre décrit selon un autre groupe d'économistes la force des 'habitudes' des consommateurs. Sommer (2007) décrit l'utilité de l'agent représentatif ainsi:

$$u(C_t - \chi C_{t-1}) = u((1 - \chi)C_t + \gamma \Delta C_t) \quad (5.1.5)$$

où le coefficient χ est entre 0 et 1 et représente la force de l'habitude' des consommateur . En d'autres mots, il est possible de prédire, en partie, le changement de consommation au temps t à l'aide de l'information concernant la consommation au temps t-1 à travers la force qu'on les habitudes sur le mode de vie d'un agent.

Carroll, Otsuka et Slacalek (2006 & 2011) décrivent alors la fonction dynamique de consommation ainsi:

$$\Delta \log C_t = \mu + \chi \Delta \log C_{t-1} + \epsilon_t \quad (5.1.6)$$

où ϵ_t représente un choc permanent aux ressources et χ est le degré de rigidité. Selon ces auteurs, il est possible de dériver la même équation à partir des deux différentes théories sur la rigidité de la consommation, où l'interprétation du coefficient n'a pas d'impact sur les estimations avec données agrégées. Cette caractéristique de la consommation est un pilier de la méthode qu'utilisent Carroll, Otsuka et Slacalek (2006 et 2010) et Slacalek (2009) remplaçant la méthode de cointégration que les auteurs les précédant utilisent. L'équation a été estimée avec les données canadiennes de consommation totale et les résultats sont affichés dans le tableau 3.

TABLEAU 3**Rigidité de la consommation**

$$\Delta \log C_t = \mu + \chi E_{t-2}(\Delta \log C_{t-1}) + \epsilon_t$$

Variables		Prob.
μ	0.0011 (0.0006)	0.2457
χ	0.7053 *** (0.1330)	0.0014

Notes : Méthode de moments généralisés. Instruments utilisés : croissance de la consommation au temps t-6, indice de confiance des consommateurs, taux de chômage, croissance des dépenses gouvernementales et croissance du PIB réel, tous retardés de deux périodes puisque la variable explicative est retardée d'une période. Les années incluses sont de 1983Q4 à 2013Q4, les premières observations étant supprimées dû à la construction de la variable. *, **, *** pour des niveaux de signification de 10, 5 et 1% respectivement.

Carroll, Otsuka et Slacalek n'utilisent que les retards de croissance de la consommation comme instruments pour la régression de la rigidité de consommation. Par contre, dans un travail similaire pour l'OCDE, Slacalek utilise plusieurs variables pour la même fonction, desquels s'inspire ce mémoire. Il utilise, entre autre, la croissance de la consommation retardée de 2 périodes, la croissance du revenu, le taux de chômage, le taux d'intérêt différencié à court-terme, ainsi que l'indice de confiance des consommateurs (Slacalek, 2009). Le choix des variables instrumentales repose sur l'étude de Slacalek et sur la corrélation entre la croissance de la consommation et les potentielles variables instrumentales. La matrice de corrélation entre les variables est présentée dans le tableau 2.1 de l'annexe 2. De plus, les variables qui ne sont pas stationnaires n'ont pas été incluses. L'estimation est robuste au remplacement de certaines variables instrumentales, c'est-à-dire que le coefficient est toujours significatif au niveau de 1% et ne varie pas de beaucoup. Dans l'annexe 4, tableaux 4.1 et 4.2, deux groupes de variables instrumentales légèrement différents sont utilisés et les coefficients de rigidité estimés sont de 0,69 et 0,73 respectivement. De plus, d'autres groupes de variables instrumentales ont été essayés, notamment des groupes qui incluent seulement des variables à 6 retards ou plus. Si les instruments sont faibles, les coefficients de la régression de MMG seront biaisés et la distribution normale n'est alors pas une bonne approximation de l'estimateur. Le modèle est suridentifié, c'est-à-dire que les nombres de variables instrumentales dépasse le nombre de variables explicatives, pour pouvoir tester l'hypothèse que ces variables additionnelles sont exogènes. Le coefficient de rigidité de la consommation obtenu est de 0.71, significatif à un niveau de signification de moins de 1%. Dans un travail similaire, Slacalek obtient la valeur de 0.74 pour le Canada, mais selon un intervalle de confiance de 0.43 à 1.42 à 95% de confiance, ce qui veut dire que le coefficient de rigidité estimé dans ce mémoire est bien dans cet intervalle de confiance. Également, une étude de comparaison des coefficients de rigidité de

consommation de plusieurs pays, incluant le Canada affiche un coefficient significatif à 1% de 0.72 pour le Canada lorsque l'estimation inclut seulement la croissance de consommation retardée comme régresseur, et un coefficient de 0.69 avec un groupe de variables instrumentales alternatives (Carroll, Slacalek et Sommer, 2008). En supposant, avec raison, que le coefficient de rigidité est de 0.71 pour les données canadiennes de consommation totale, les mesures de richesse financière et immobilière seront construites en capturant ce coefficient.

5.2 Modèle de consommation à court-terme

Malgré le modèle révolutionnaire de Hall (1978) qui démontre que la variation de consommation suit une marche aléatoire, nombreuses études le suivant ont démontré le caractère partiellement prévisible de cette variation. Comme il est mentionné dans COS (2011) et Slacalek (2009), il est possible de séparer les chocs à la consommation selon la richesse et en contrôlant pour des variables qui pourraient prédire la consommation. Les résidus de l'équation sont alors écrits de cette manière :

$$\widehat{\varepsilon}_t = \beta_1 \partial HW_t + \beta_2 \partial FW_t + \beta_2^T Z_t \quad (5.2.1)$$

De plus, en remplaçant l'équation de variation de consommation 5.2.6 peut être représentée sous forme de MA :

$$\Delta \log C_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^{\infty} \chi^i \widehat{\varepsilon}_{t-i} + \varepsilon_t \quad (5.2.2)$$

et ainsi, en remplaçant le terme du milieu de l'équation 5.2.2 par l'équation 5.2.1, on obtient :

$$\Delta \log C_t = \beta_0 + \beta_1 \sum_{i=1}^{\infty} \chi^i \partial FW_{t-i} + \beta_2 \sum_{i=1}^{\infty} \chi^i \partial HW_{t-i} + \beta_2^T \sum_{i=1}^{\infty} \chi^i Z_t + \varepsilon_t \quad (5.2.3)$$

De cette formule viennent les mesures de $\partial \overline{HW}$ et $\partial \overline{FW}$ des sections 4.1.2 et 4.1.3 et où Z_t contient des variables au choix pouvant contribuer à l'explication des fluctuations de consommation. Au lieu que les richesses soient des sommes infinies, elle sont approximées en sommes finies pour tenir compte de 4

retards. La fonction de court terme selon COS peut alors être réécrite en remplaçant par les approximations respectives¹⁴ :

$$\partial C_t = \beta_0 + \beta_1 \overline{\partial FW}_{t-1} + \beta_2 \overline{\partial HW}_{t-1} + \beta_3 TB_{t-1} + \beta_4 CONF_{t-1} + \varepsilon_t \quad (5.2.4)$$

où TB et CONF sont les variables proposées dans COS (2011) pouvant prédire en partie la consommation. L'équation est estimée selon une méthode de moments généralisés avec variables instrumentales. Les résultats sont affichés dans le tableau 4 selon les variables incluses en tant que variables explicatives et variables instrumentales. Pour voir les résultats selon des groupes de variables instrumentales légèrement différents, voir l'annexe 3, tableau 3.3. Malgré le fait que le modèle préféré de COS (2011) soit le 3), celui où le taux d'intérêt et la confiance des consommateurs sont incluses dans les variables explicatives, le modèle le plus robuste ici est le 1), n'incluant pas d'autres variables que les deux types de richesse. Ceci peut être dû au fait que les variables ne sont pas de bons analogues des variables des États-Unis. Considérant le premier modèle à court-terme, le coefficient de richesse immobilière est de 1,64 cents pour un dollar d'augmentation de richesse immobilière et ce coefficient est significatif à 1%. Le coefficient de richesse financière est plus élevé, atteignant 2,55 cents et étant significatif à un niveau de 5%. Par contre, il est intéressant de noter qu'avec les différentes spécifications et groupes de variables instrumentales, l'effet de richesse immobilière est toujours significatif à moins de 5% et il ne varie pas beaucoup, c'est-à-dire qu'il se trouve dans tous les cas entre 1,3 et 1,9 (sauf lorsque le modèle 4 est estimé, voir annexe 3 tableau 3.2). Le coefficient estimé de β_2 est dans certains cas plus élevé que β_1 , qui n'est pas toujours significatif, ce qui implique qu'une interprétation délicate doit être appliquée.

¹⁴ Le chapitre suivant sur la robustesse montre la construction des variables selon des approximations différentes

TABLEAU 4

PMC à court terme

$$\partial C_t = \beta_0 + \beta_1 \overline{FW}_{t-1} + \beta_2 \overline{HW}_{t-1} + \beta_3 TB_{t-1} + \beta_4 CONF_{t-1} + \varepsilon_t$$

Régresseurs inclus	β_1		β_2		β_3		β_4	
	Coefficient	p-value	Coefficient	p-value	Coefficient	p-value	Coefficient	p-value
1) $\overline{FW}_{t-1}, \overline{HW}_{t-1}$	0.0255**	0.0276	0.0164***	0.0022				
2) $\overline{FW}_{t-1}, \overline{HW}_{t-1}, TB_{t-1}$	0.0269*	0.0862	0.0134**	0.0226	0.0004	0.1241		
3) $\overline{FW}_{t-1}, \overline{HW}_{t-1}, TB_{t-1}, CONF_{t-1}$	0.0315	0.4250	0.0815	0.1325	0.001	0.3254	-0.0004	0.2815

Notes: Méthode de moments généralisés, Instruments utilisés: croissance de la consommation aux temps t-6 et t-7, variation du chômage (t-1) et la croissance du PIB réel (t-1) ainsi que l'indice de confiance (t-1) pour les deux premières spécifications seulement. Les années incluses sont de 1983Q4 à 2013Q4, les premières observations supprimées dû à la construction de la variable de croissance de consommation *** significatif au niveau de 1%, ** au niveau de 5% et * au niveau de 10%.

Pour vérifier si les coefficients de richesse sont bien différents l'un de l'autre avec comme hypothèse nulle que les coefficients sont égaux, un test de Wald a été performé pour chacun des modèles:

$$H_0: \beta_1 = \beta_2$$

$$H_1: \beta_1 \neq \beta_2$$

Les résultats de ce test sont affichés dans le tableau 4.1 et indiquent qu'uniquement pour le premier modèle l'hypothèse nulle peut être rejetée à un niveau de confiance de plus de 95%.

Tableau 4.1 – Test de Wald

Modèle	F-Stat	p-value
1)	4.02	0.0474
2)	2.598	0.1098
3)	0.61	0.436

Les résultats pour l'effet de richesse immobilière à court-terme indiquent donc des coefficients statistiquement différents l'un de l'autre, mais un coefficient de richesse financière plus élevé que le coefficient de richesse immobilière.

5.3 Effets de richesse à long-terme

Pour revenir à l'équation 5.2.3 à court terme de COS (2011), et après avoir estimé les coefficients de variation de richesse financière et immobilière, $\widehat{\beta}_1$ et $\widehat{\beta}_2$ ainsi que le coefficient de rigidité χ , la propension marginale à consommer devant une variation de richesse sont les sommes géométriques de $\frac{\beta_1 \sum_{i=1}^{\infty} \chi^i}{\chi}$ et $\frac{\beta_2 \sum_{i=1}^{\infty} \chi^i}{\chi}$ qui sont respectivement l'équivalent de :

$$\bar{\beta}_1 = \frac{\beta_1}{\chi(1-\chi)}$$

$$\bar{\beta}_2 = \frac{\beta_2}{\chi(1-\chi)}$$

où les coefficients $\bar{\beta}_1$ et $\bar{\beta}_2$ sont les pmc à long-terme de la richesse immobilière et de la richesse financière. Le tableau 5 affiche les pmc à long-terme impliquées selon le modèle. Pour le modèle préféré (1), les propensions marginales à consommer devant des fluctuations de richesse immobilière et financière deviennent respectivement de 7.97 et 12.38.

TABLEAU 5

PMC à long-terme

		PMC à court-terme	χ	PMC à long-terme	
Modèle 1	β_1	1.64	0.71	$\bar{\beta}_1$	7.97
	β_2	2.55	0.71	$\bar{\beta}_2$	12.38
Modèle 2	β_1	1.34	0.71	$\bar{\beta}_1$	6.51
	β_2	2.69	0.71	$\bar{\beta}_2$	13.06

Pichette et Tremblay (2003) trouvent une pmc à long-terme à partir de la richesse immobilière de 5,3 et ne trouvent pas de coefficient significatif pour la richesse financière. Slacalek (2009) trouve une pmc immobilière et financière de long-terme de 6,40 et 5,30 pour les pays Anglo-Saxon et de 4,34 et 3,77 pour les groupes de pays avec marchés hypothécaires développés, desquels le Canada fait partie. Ces quatre coefficients sont significatifs au niveau de 1%. Pour les effets selon le pays avec un coefficient de rigidité de consommation imposé de 0.6 pour le Canada, Slacalek trouve seulement une pmc financière de long-terme significative, de 8.05.

Robustesse

Puisque les variables dépendante et indépendantes sont des approximations de sommes infinies par COS, deux autres constructions de variables ont été considérées, avec un retard de moins :

$$\partial C_t(1) = \frac{C_t - C_{t-1}}{C_{t-4}}$$

$$\partial \overline{HW}_t(1) = (\Delta HW_t + \chi \Delta HW_{t-1} + \chi^2 \Delta HW_{t-2}) / C_{t-3}$$

$$\partial \overline{FW}_t(1) = (\Delta FW_t + \chi \Delta FW_{t-1} + \chi^2 \Delta FW_{t-2}) / C_{t-3}$$

et avec un retard de plus :

$$\partial C_t(2) = \frac{C_t - C_{t-1}}{C_{t-6}}$$

$$\partial \overline{HW}_t(2) = (\Delta HW_t + \chi \Delta HW_{t-1} + \chi^2 \Delta HW_{t-2} + \chi^3 \Delta HW_{t-3} + \chi^4 \Delta HW_{t-4}) / C_{t-5}$$

$$\partial \overline{FW}_t(2) = (\Delta FW_t + \chi \Delta FW_{t-1} + \chi^2 \Delta FW_{t-2} + \chi^3 \Delta FW_{t-3} + \chi^4 \Delta FW_{t-4}) / C_{t-5}$$

Dans l'annexe 2, tableau 2.4 des corrélations entre les différentes variables construites, il est possible d'observer une différence relativement majeure entre les variables de COS et les variables (1) soustraites d'un retard. Cependant, toutes les trois variables de COS sont corrélées à plus de 0.99 avec les variables construites avec un retard additionnel, ce qui veut dire que l'ajout d'un retard ne change pas considérablement la variable. Par contre, il ne serait pas prudent d'enlever un retard question de perdre moins d'observations.

Un autre fait important à soulever, est l'utilisation de variables instrumentales dans COS qui sont possiblement corrélées avec le terme d'erreur. En effet, la variable ∂C_t est composée de C_{t-5} , ce qui veut dire que la régression de cette variable sur les variations de richesse sera aussi générée par un terme d'erreur composé en partie d'un élément au temps t-5. Alors, les instruments devraient tous être retardés de 6 périodes pour être exogènes. Ceci pose le problème que les variables instrumentales sont moins corrélées avec les variables indépendantes plus le retard est élevé. Néanmoins, les résultats avec variables instrumentales retardées de 6 périodes sont inclus dans le tableau 6, ci-dessous. Il est à noter que les régresseurs ne changent pas de beaucoup, mais sont moins précis que lorsque les mêmes instruments sont utilisés que dans COS (2011). De plus, dans tous les cas le coefficient de richesse immobilière est plus élevé que le coefficient de richesse financière.

TABLEAU 6**PMC à court terme – variables instrumentales avec retards de 6 périodes**

$$\partial C_t = \beta_0 + \beta_1 \overline{FW}_{t-1} + \beta_2 \overline{HW}_{t-1} + \varepsilon_t$$

Variables instrumentales incluses	β_1		β_2	
	Coefficient	p-value	Coefficient	p-value
$TB_{t-6}, unemp_{t-6}, \partial C_{t-6}$	0.0380	0.1745	0.0408*	0.0913
$TB_{t-6}, \partial gov_{t-6}, \partial C_{t-6}$	0.0262*	0.0723	0.0285*	0.0669
$TB_{t-6}, unemp_{t-6}, \partial C_{t-6}, rgdp_g_{t-6}$	0.0287	0.2599	0.0316	0.1299

Note : Les années incluses sont de 1983Q4 à 2013Q4, les premières observations supprimées dû à la construction de la variable de croissance de consommation *** significatif au niveau de 1%, ** au niveau de 5% et * au niveau de 10%.

Avantages et désavantages de la méthode d'estimation

Il y a de grands avantages à utiliser une estimation avec variables instrumentales plutôt que d'estimer par cointégration¹⁵. Le principal avantage est le fait de pouvoir laisser tomber une importante hypothèse soutenant les modèles de cointégration, qui peuvent donner des résultats significatifs entre deux séries qui ne sont en fait pas liées. Une hypothèse à soutenir dans des modèles avec variables instrumentales est la vérification hypothétique que les variables instrumentales ne sont pas corrélées avec le terme d'erreur de l'estimation, mais qu'elles soient corrélées avec les variables explicatives (Carroll, Slacalek et Sommer, 2010). De plus, un avantage se présente lorsque des séries temporelles sont en jeu pour trouver une variable instrumentale valide : il suffit de retarder une variable de t-1 en vérifiant qu'elle est bien corrélée avec la variable explicative au temps t. Celle-ci n'est techniquement pas corrélée avec le terme d'erreur au temps t puisque l'information au temps t-1 n'est pas présente au temps t.

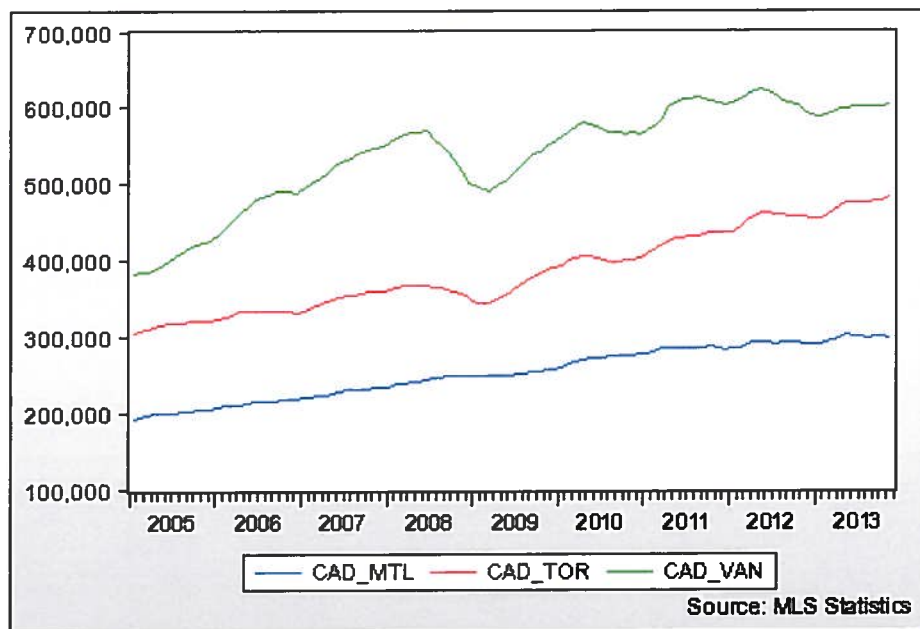
Un des problèmes majeurs dans toutes les études économétriques, mais surtout celle-ci est la fiabilité et la représentation correcte des variables. La mauvaise interprétation des résultats engendrée par une période courte de la disponibilité des données canadiennes est en partie résolue par l'utilisation d'un modèle à variables instrumentales au lieu d'un modèle de cointégration, qui permet d'identifier l'effet d'un choc sur les variables avec plus de certitude (COS, 2011). Cependant, le prix à payer pour l'utilisation de variables instrumentales est l'incertitude de leur force. Le problème du manque de

¹⁵ Voir Carroll, Otsuka et Slacalek pour une explication détaillée avec simulation de données.

données n'est pas seulement présent avec les données canadiennes. En effet, Calomiris et al. stipulent que la difficulté d'obtenir des mesures fiables sur la richesse immobilière rendent son effet sur la consommation questionnable (Calomiris et al, 2009). C'est pourquoi une partie de la validité des estimations repose sur la qualité des variables. Pour augmenter davantage la certitude des résultats obtenus, il serait convenable d'effectuer des estimations utilisant plusieurs variables justifiables de la richesse financière et immobilière. De plus, il y a un grand risque que les données ne soient pas représentatives des variables réelles puisque de nombreuses approximations sont effectuées.

Allen et al. (2006) notent que le marché immobilier canadien est particulier selon la région et même la ville, ce qui rend potentiellement les variables agrégées au niveau national peu concluantes. Il n'y a qu'à observer la figure 7 pour voir que le prix des logements diffère considérablement selon la grande ville en question. Puisque le prix est une composante de la richesse immobilière construite dans ce mémoire, et qu'il est le prix moyen de tous les logements canadiens, les fluctuations selon la région ne sont malheureusement pas capturées. Ceci est un des désavantages non seulement lié à cette étude, mais à n'importe quelle étude macroéconomique concernant les séries temporelles canadiennes, souvent non-disponibles par région ou ville. Les politiques monétaires affectant la richesse immobilière se doivent donc de tenir compte de cet aspect important (Allen et al., 2006).

Figure 7 – Évolution des prix mensuels de logements au Canada par grande ville (\$CAD, 2005-2013)



De plus, Iacovello (2011) note quatre points importants manquants à la théorie de base, dont trois sont applicables à cette recherche. Premièrement, la théorie de base a comme hypothèse l'exogénéité des chocs aux prix de l'immobilier. Par contre, si les prix étaient endogènes, c'est-à-dire que les consommateurs préfèrent maintenant plus vivre dans des villas relativement à voyager (consommation de biens non liés à l'immobilier), une augmentation de prix de l'immobilier résulterait en une diminution de la consommation. Cela veut dire que si l'estimation de richesse immobilière affichait un coefficient positif, celui-ci absorberait un effet négatif (effet de substitution) dans l'effet positif de revenu. Donc, la relation entre les préférences des consommateurs n'est pas capturée en utilisant des séries temporelles agrégées. Un autre point soulevé par Iacovello (2011) est l'hypothèse que l'acquisition d'un bien immobilier soit constante dans la vie du consommateur typique, tandis qu'elle augmente avec l'âge, pour diminuer après un certain âge. Ceci pose problème dans les données agrégées si la proportion entre personnes âgées et jeunes change. Il est logique que plus la proportion de jeunes est élevée dans la population, plus la consommation baissera avec une augmentation totale de la richesse immobilière au niveau national puisque les jeunes sont souvent plus des occupants et vont épargner pour une mise de fonds.

6. Conclusion

Le but principal de ce mémoire était d'explorer le lien entre les deux types de richesse, immobilière et financière, et la consommation au Canada avec des données mises-à-jour et des méthodes différentes de celles qui sont déjà présentes dans la littérature. À l'aide de combinaisons de variables et d'utilisation de plusieurs sources, il a été possible de mettre à jour les données canadiennes en terme de mesures de richesse pour ensuite estimer l'effet de richesse immobilière par rapport à l'effet de richesse boursière au Canada, qui sont cependant des approximations.

Selon la méthode de moments généralisés avec variables instrumentales retardées d'une période par rapport au terme d'erreur, dans le modèle le plus robuste, c'est-à-dire où seules les deux types de richesse sont les variables explicatives, l'effet de richesse immobilière immédiat estimé est de 1,64 cents sur le dollar d'augmentation de ce type de richesse. Ce résultat est significatif et significativement différent de l'effet de richesse boursière, étant de 2,55 cents sur le dollar d'augmentation de ce type de

richesse. À long-terme, les effets de richesse immobilière et boursière sont de 7,97 et 12,38 cents respectivement. Par contre, l'effet de richesse boursière est moins souvent robuste au changement de variables instrumentales, ainsi qu'à l'inclusion des autres variables explicatives que le coefficient de l'effet immobilier. Selon les estimations incluant plus de variables explicatives et variables instrumentales, le coefficient de richesse immobilière est celui qui est le plus souvent significatif, ce qui veut dire que ce type de richesse affecte la consommation avec un haut niveau de confiance. De plus, en ne considérant que les variables instrumentales retardées de 6 périodes, les coefficients sont beaucoup moins précis.

Puisque la consommation comporte en grande partie le PIB national et qu'elle est un déterminant de la santé économique du pays, il est important de tenir compte de l'impact des changements dans les politiques fiscale et monétaire affectant ce type de richesse.

En somme, les deux types de richesse, immobilière et financière, déterminent en partie les fluctuations de consommation, mais cet effet est plus certain pour la richesse immobilière. La distinction entre ces deux types d'effets permet une meilleure analyse de l'évolution de la consommation.

Bibliographie

Agence de la consommation en matière financière du Canada : <http://www.fcac-acfc.gc.ca/Fra/ressources/publications/hypotheques/Pages/Borrowin-Emprunte-1.aspx>

Allen, J., Amano, R., Byrne, D., P. et Gregory, A., W. (2008). Canadian city housing prices & urban market segmentation. *Canadian Journal of Economics, Canadian Economics Association*, 42(3), 1132-1149.

Aron, J., Muellbauer, J. et Murphy, A. (2010) Housing Wealth, Credit Conditions and Consumption. MPRA Paper No. 24485.

Attanasio, O., Leicester, A. et Wakefield, M. (2011). Do House Prices Drive Consumption Growth ? The Coincident Cycles of House Prices and Consumption in the UK. *Journal of the European Economic Association*, 9(3), 399-435.

Baranzini, M., (2005). Modigliani's life-cycle theory of savings fifty years later. *BNL Quarterly Review*, vol LVIII, 233-234,109-72.

Baum, C., Schaffer, M., et Stillman, S. (2007). Enhanced Routines for Instrumental Variables/Generalized Method of Moments estimation and testing. *The Stata Journal*, 7(4), 465-506.

Bostic, R., Gabriel, S., & Painter, G. (2009). Housing wealth, financial wealth, and consumption: New evidence from micro data. *Regional Science and Urban Economics*, 39(1), 79-89. doi:10.1016/j.regsciurbeco.2008.06.002

Buiter, W.,H., (2010). Housing Wealth isn't Wealth. *Economics-the Open-Access, Open-Assesment E-Journal*, Kiel Institute for the World Economy, 4(22), 1-29. Tiré de : <http://dx.doi.org/10.5018/economics-ejournal.ja.2010-22>

Brooks, C. (2008). *Introductory Econometrics for Finance*, University of Cambridge Press, 648 p.

Case, K. E., Quigley, J. M., & Shiller, R. J. (2001). Comparing Wealth Effects : The Stock Market versus the Housing Market. Cowles Foundation Discussion paper n. 1335. New Haven, Connecticut.

Case, K. E., Quigley, J. M., & Shiller, R. J. (2005). Comparing wealth effects: The stock market versus the housing market. *Advances in Macroeconomics*, 5(1), 1235-1235. Tiré de : http://resolver.scholarsportal.info/resolve/15346013/v05i0001/1235_cwetsmvthm

Calomiris, C., Longhofer, S., D. et Miles, W. (2009). The (Mythical?) Housing Wealth Effect. NBER Working Paper Series, Working Paper n. 15075, tiré de : <http://www.nber.org/papers/w15075>

Campbell, J., Y., et Cocco, J., F. (2007). How do house prices affect consumption? Evidence from micro data. *Journal of Monetary Economics*, 54, 591-621.

- Carroll, C., (2004). Housing Wealth and Consumption Expenditure. *Paper prepared for Academic Consultants' meeting of the Board of Governors of Federal Reserve System*. Tiré de : <http://www.econ2.jhu.edu/people/ccarroll/papers/FedHouseWealthv2.pdf>
- Carroll, C. (2013). The Random Walk Model of Consumption [Présentation PDF]. Tiré de <http://www.econ2.jhu.edu/people/ccarroll/public/LectureNotes/Consumption/RandomWalk.pdf>
- Carroll, C. (2013). Sticky Expectations and Consumption Dynamics [Présentation PDF]. Tiré de <http://www.econ2.jhu.edu/people/ccarroll/public/LectureNotes/Consumption/StickyExpectationsC.pdf>.
- Carroll, C., D., Otsuka, M. et Slacalek, J. (2006). How Large Are Housing and Financial Wealth Effects? A New Approach. *NBER Working Paper n. 12746*.
- Carroll, C., D., Otsuka, M. et Slacalek, J. (2011). How Large Are Housing and Financial Wealth Effects? A New Approach. *Journal of Money, Credit and Banking*, 43(1), 55-79.
- Carroll, C., D., Slacalek, J. et Sommer, M. (2008). International Evidence on Sticky Consumption Growth. *Review of Economics and Statistics*, 93(4), 1135-1145.
- Christensen, I. (2011). Dette hypothécaire et procyclicité sur le marché du logement. Département de la stabilité financière. *Revue de la Banque du Canada*. 2011-08.
- Claessens, S., Kose, M., A., et Terrones, M., E. (2009). What Happens During Recessions Crunches and Busts? *Economic Policy*, CEPR, CES et MSH, 24, 653-700.
- Cristini, A., et Sevilla Sanz, A. (2008). Do house prices affect consumption and why? A replication and comparison exercise. *University of Oxford, Department of Economics*, UK.
- Davy, D., (2011). Canada's Housing Bubble : A Rhetorical Analysis. *Texas Tech University*, n.978-1-61284-779-5, IEEE.
- Deaton, A., (1992). Understanding Consumption. *Clarendon Press*, Oxford. Tiré de : [http://f3.tiera.ru/2/G_Economics/GG_General/Deaton%20A.%20Understanding%20consumption%20\(OUP,%201992\)\(ISBN%200198288247\)\(O\)\(257s\)_GG_.pdf](http://f3.tiera.ru/2/G_Economics/GG_General/Deaton%20A.%20Understanding%20consumption%20(OUP,%201992)(ISBN%200198288247)(O)(257s)_GG_.pdf)
- Dvornak, N. et Kohler, M. (2003). Housing Wealth, Stock Market Wealth and Consumption : A Panel Analysis for Australia. *Economic Research Department*, Reserve Bank of Australia, Research Discussion Paper n. 2003-07.
- Dvornak, N. et Kohler, M. (2007). Housing Wealth, Stock Market Wealth and Consumption : A Panel Analysis for Australia. *The Economic Record*, vol. 83, no. 261, 117-130.
- Dynan, K. E. et Maki, D. M. (2001). Does Stock Market Wealth Matter for Consumption? *Federal Reserve System*, FEDS Discussion paper 2001-23.
- Engelhardt, Gary. V. (1996). Consumption, Down Payments and Liquidity Constraints. *Journal of Money Credit and Banking*, 28(2), 255-271.

Flood, K., Morin S., et Kolet, I. (2008). Prix des logements et dépenses de consommation. *Revue de la Banque du Canada*, 35-49.

Girouard, N. et al. (2006), "Recent House Price Developments: The Role of Fundamentals", OECD Economics Department Working Papers, No. 475, OECD Publishing.
<http://dx.doi.org/10.1787/864035447847>

Glaeser, Edward & Gyourko, Joseph (2008). 'The Case against Housing Price Supports. *Economists' Voice*. Tiré de:
http://journals1.scholarsportal.info.proxy.bib.uottawa.ca/pdf/15533832/v05i0006/1442_tcahps.xml

Hall, R., (1978) Stochastic Implications of the Life Cycle-Permanent Income Hypothesis : Theory and Evidence. Center for Advanced Study in the Behavioral Sciences and National Bureau of Economic Research. *Journal of Political Economics*. Vol. 86, no 6. Tiré de :
<http://www.stanford.edu/~rehall/Stochastic-JPE-Dec-1978.pdf>

Iacovello, M. (2011). Housing wealth and consumption. Boston college and federal Reserve. *International Finance Discussion Papers*.

Iacovello, M., Pavan, M. (2013). Housing and Debt over the Life Cycle and Over the Business Cycle. *Journal of Monetary Economics*, Elsevier, 60(2), 221-238.

Kishor, N., K., (2007). Does consumption respond more to housing wealth than to Financial Market wealth ? If so, why ? *The Journal of Real Estate Finance and Economics*. 35(4), p. 427-48.

Klyuev, V. et Mills P., (2007). Is Housing Wealth an "ATM"? The Relationship between Household Wealth, Home Equity Withdrawal, and Saving Rates. *IMF Staff Papers*, Vol. 54, No. 3 (2007), pp. 539-561. Published by: Palgrave Macmillan Journals on behalf of the International Monetary Fund

Lettau, M., and Ludvigson, S. (2001). Consumption, Aggregate Wealth And Expected Stock Returns. *Journal of Finance*, 56(3), 815-849.

Lindner, F. (2014). The Housing Wealth Effect on Consumption Reconsidered. *Economics Discussion Papers*, No 2014-15, Kiel Institute for the World Economy, tiré de : <http://www.economics-ejournal.org/economics/>

Ludwig, A., et Slok, T. (2004). The Relationship between Stock Prices, House Prices and Consumption in OECD countries. *Topics in Macroeconomics*, 4, Article 4.

Macklem RT (1994). Wealth, disposable income and consumption: some evidence for Canada. *Bank of Canada Technical Report No 71*.

Muellbauer, J., Lattimore, R, (1995). The Consumption Function: a Theoretical and Empirical Overview, *Handbook of Applied Econometrics*.

Muellbauer, J., Murphy, A. (2010). Housing Markets and the Financial Crisis of 2007-2009: Lessons for the Future. *Journal of Financial Stability* 6(2010), 203-217.

Murray, M., P., (2006). Avoiding Invalid Instruments and Coping with Weak Instruments. *The Journal of Economic Perspectives*, Vol. 20, no. 4, pp. 111-132.

Pichette, L. (2000). Les effets réels du cours des actions sur la consommation, *Revue de la Banque du Canada*, Document de travail 2000-21.

Pichette, L. & Tremblay, D. (2003). Are Wealth Effects important for Canada? *Revue de la Banque du Canada*. Document de travail n. 2003-30. Tiré de <http://www.banqueducanada.ca/wp-content/uploads/2010/02/wp03-30.pdf>

Polomé, P. (2014) *Économétrie II- Notes du chapitre 5* [Présentation PowerPoint]. Repéré dans https://www.gate.cnrs.fr/perso/polome/Pages2013_14/EctxII/Ectx I I L3 ch5 2013-14.pdf

Reinhart, C., M. et Rogoff, K., S. (2009). *This time is different. Eight Centuries of Financial Folly*. Princeton University Press, 463 p.

Slacalek, J. (2009). What drives personal consumption? The role of housing and financial wealth. *The B.E. Journal of Macroeconomics*. 9(1), 1-37.

Shiller, Robert (2006) "Long-Term Perspectives on the Current Housing Boom," *Economists' Voice*, 3(4): Art. 4. Disponible au: <http://www.bepress.com/ev/vol3/iss4/art4>.

Tang, K. (2006). The wealth effect of housing on aggregate consumption. *Applied Economics Letters*, 13(3), 189-193. doi:10.1080/13504850500391075

Rudd, J. et Whelan, K. (2002). A Note on the Cointegration of Consumption, Income and Wealth. *Federal Reserve Paper* n. 2002-53

Sommer, M.(2007). Habit Formation and Aggregate Consumption Dynamics. *The B.E. Journal of Macroeconomics—Advances*, 7(1), Article 21.

Zeng, Peng, Chan and Lee (2013). Wealth effects on the housing market : Do market liquidity and market states matter ? *Economic Modelling*. 488-495.

Annexe 1 – Description et construction détaillée des variables

1.1 Mesures de variation de la consommation agrégée

Pour la liste complète des biens et services inclus dans chacune des catégories, visiter ce lien :

<http://www.statcan.gc.ca/nea-cen/classification/hc-cm/cat-fra.htm>

1.2 Variation de la consommation totale des ménages

Source : Table 380-0067 de Statistique Canada – CANSIM.

- Dépenses totales des ménages en biens et services, en dollars enchaînés de 2007, x \$CADx1,000,000, ajustement saisonnier, valeurs trimestrielles.

Construction de la variable selon COS (2011) :

$$\partial C_t = \Delta C_t = \frac{C_t - C_{t-1}}{C_{t-5}}$$

1.2.1 *Mesure alternative de la variation de consommation : biens non-durables seulement*

Source : Table 380-0067 de Statistique Canada – CANSIM.

- Biens non-durables, en dollars enchaînés de 2007, \$CADx1,000,000, ajustement saisonnier, valeurs trimestrielles.

Construction de la variable selon COS (2011) :

$$\partial C_t(nd) = \Delta C_t = \frac{C_t - C_{t-1}}{C_{t-5}}$$

1.3 Mesure de la richesse immobilière

En s'inspirant de Case et al. (2001 et 2005) avec leur mesure de la richesse immobilière et Dvornak et Kohler (2007) qui considèrent la valeur nette des richesses, la mesure suivante a été construite :

$$HW_t = (H_t * I_t / 100) * p_{2007} - M_t$$

- H_t : Stock d'unités de logements¹⁶

À partir de la table 030-0001 de CANSIM, les valeurs du total de stock net **annuel** sont disponibles pour le niveau d'unités de logement au Canada, de 1941 à 2000. Pour construire le niveau de stock de logements **trimestriel**, les données trimestrielles de CANSIM – SCHL (tableau 027-0008) sur le nombre total d'achèvements de logements ont été ajoutées et soustraites d'une des valeurs annuelles correspondantes de Statistiques Canada pour faire une série de données trimestrielles. Une source de différence entre ces deux séries est que le SCHL ne considère pas les conversions ni les démolitions dans leur mesure, ce qui est donc une approximation du stock de logements.

- I_t : Indice de prix des logements

Indice de prix NHPI (Indice des prix des logements neufs). Statistique Canada, CANSIM, tableau 327-0046.

- p_{2007} : Prix moyen des logements du premier trimestre de 2007

Selon la CREA (Canadian Real Estate Association), le prix moyen des logements au Canada était de \$ 335,180, et cette valeur correspond donc à la valeur 100 de l'indice de prix NHPI du premier trimestre de 2007.

- M_t : Total des dettes hypothécaires résidentielles en dollars x 1,000,000, trimestriel, désaisonnalisé

Série CANSIM 176-0069, crédit hypothécaire, encours des principales catégories d'institution prêteuses du secteur privé.

1.3.1 Mesure de variation de richesse immobilière

La mesure de variation de richesse immobilière s'inspire de COS (2011), tenant compte de la rigidité de consommation et construite à partir de la mesure de richesse immobilière en 1.2 divisée par la population âgée de 15 ans et plus.

¹⁶ Merci à M. Pierre Lanciault, directeur national du département 'Enquêtes sur le marché du logement' du SCHL pour ses commentaires concernant la valeur de richesse immobilière et le stock de logements.

$$\partial \overline{HW}_t = (\Delta HW_t + \chi \Delta HW_{t-1} + \chi^2 \Delta HW_{t-2} + \chi^3 \Delta HW_{t-3}) / C_{t-4}$$

1.4 Mesure de la richesse boursière

Suivant Pichette et Tremblay (2003) et Macklem (1994)¹⁷, la mesure de richesse financière/boursière a été construite ainsi¹⁸ :

$$FW_t = EQ_{t-1} * \left(\frac{TSX_t}{TSX_{t-1}} \right) + (BEQ_t - BEQ_{t-1})$$

où $BEQ = EQ - (YCR * \frac{EQ}{TEQ})$

Les composantes de cette mesure de la richesse :

- EQ : Actions du secteur des particuliers et entreprises individuelles
- TSX¹⁹ : Le plus large indice composé au Canada
- YCR : Les profits non-distribués des corporations par trimestre, série CANSIM 380-0078, désaisonnalisé aux taux annuels, x \$CAD 1,000,000.
- TEQ : Puisque le NSBA est seulement disponible par secteurs annuellement, la valeur des actions nettes du NSBA correspondant à 1979Q4 sont utilisées comme première valeur de cette série, en ajoutant les valeurs des actions nettes du tableau de flux financiers 378-0048, total pour tous les secteurs, en dollars x 1,000,000.

Note : Puisque les données du Compte du bilan national sont disponibles seulement sur une base annuelle pour les années précédant 1990 et que le tableau sur les flux financiers est disponible sur base trimestrielle, mais ne concorde pas avec les fluctuations du Compte du bilan national, quelques manipulations ont été faites pour estimer la valeur des atouts financiers nets de départ pour pouvoir ensuite ajouter les atouts financiers nets à partir des flux financiers.

1.4.1 Mesure de la variation de richesse boursière

La mesure de variation de richesse boursière s'inspire de COS (2011), tenant compte de la rigidité de consommation et construite à partir de la mesure de richesse boursière en 1.3.

¹⁷ Pour plus de précision sur la construction de cette mesure, voir les documents des auteurs respectifs.

¹⁸ Merci à Lise Pichette pour ses commentaires concernant la construction de cette variable.

¹⁹ Pichette et Tremblay (2003) utilisent le TSE 300 qui a été renommé S&P/TSX le 1^{er} mai 2002. Les deux indices sont calculé de la même façon selon la Banque du Canada : <http://www.banqueducanada.ca/taux/renseignements-complementaires/indice-compose-sp-tsx-cloture/>

$$\partial \overline{FW}_t = (\Delta FW_t + \chi \Delta FW_{t-1} + \chi^2 \Delta FW_{t-2} + \chi^3 \Delta FW_{t-3}) / C_{t-4}$$

1.5 Bons du trésor

TB

Le taux d'intérêt est représenté par les bons du trésor de 3 mois de la Banque du Canada, série 176-0043 de CANSIM, source : Banque du Canada. Le dernier mois de chaque trimestre a été utilisé pour la valeur trimestrielle du taux respectif.

1.6 Indice de confiance des consommateurs

CONF

L'indice de confiance des consommateurs est extrait du *Conference Board of Canada* et il est disponible à partir de 1980 sur une base mensuelle. Il est composé de quatre questions posées à un échantillon aléatoire de consommateurs canadiens et représente l'optimisme des consommateurs envers l'état de l'économie:

1. En général, diriez-vous que votre famille est mieux ou moins bien munie financièrement actuellement, comparé aux six mois passés ?
2. En général, pensez-vous que votre famille sera mieux ou moins bien munie dans les six prochains mois ?
3. Comment vous sentez-vous par rapport à la situation d'emploi et le taux d'emploi des 6 prochains mois ?
4. Pensez-vous qu'il est présentement un bon ou un mauvais moment pour une personne de faire un achat majeur tel qu'une automobile ou une maison ?

L'indice est alors construit selon le pourcentage de réponses positives par rapport au pourcentage de réponses négatives.

Plus d'informations sur l'indice peuvent être retrouvées sur ce lien :

http://www.conferenceboard.ca/topics/economics/consumer_confidence.aspx

1.7 Dépenses gouvernementales

GOV

Tableau 380-0088, dépenses finales totales des gouvernements fédéraux, provinciaux et locaux, désaisonnalisé aux taux annuels, dollars enchaînés de 2007, données trimestrielles.

1.8 Taux de chômage

UNEMP

Série CANSIM 282-0085, Enquête sur la population active, taux de chômage officiel. Les données sont disponibles sur base mensuelle, donc le dernier mois de chaque trimestre a été utilisé pour la valeur du trimestre.

1.9 Taux de croissance du PIB réel

RGDP_G

Comptes nationaux trimestriels, taux de croissance du PIB réel par rapport au trimestre précédent, source d'extraction : *OECD.StatExtracts*, source de données : Statistique Canada.

Annexe 2 – Statistiques Descriptives

Tableau 2.1 - Tests de racine unitaire – Dickey-Fuller Augmenté et KPSS

Variables	p-value	Conclusion selon DFA
∂Ct	0.00070	Stationnaire
$\partial Ct(1)$	0.00000	Stationnaire
$\partial Ct(2)$	0.00000	Stationnaire
$\partial \overline{hw}$	0.01550	Stationnaire
$\partial \overline{sw}$	0.00000	Stationnaire
<i>conf</i>	0.02210	Stationnaire
$\partial conf$	0.00000	Stationnaire
<i>gov</i>	0.97400	Non-stationnaire
∂gov	0.00000	Stationnaire

<i>TB</i>	0.00520	Stationnaire
∂TB	0.00000	Stationnaire
<i>unemp</i>	0.09120	Non-stationnaire
$\partial unemp$	0.00000	Stationnaire
<i>rgdp_g</i>	0.00000	Stationnaire

Tableau 2.2 - Tests de racine unitaire -KPSS

Variables	Valeur critique à 5%	Statistique LM	Conclusion
∂Ct	0.463	0.085	Stationnaire
$\partial Ct(1)$	0.463	0.0915	Stationnaire
$\partial Ct(2)$	0.463	0.0824	Stationnaire
$\partial \overline{hw}$	0.463	0.0823	Stationnaire
$\partial \overline{sw}$	0.463	0.078	Stationnaire
<i>conf</i>	0.146	0.0874	Stationnaire
$\partial conf$	0.463	0.0455	Stationnaire
<i>gov</i>	0.146	0.2242	Non-stationnaire
∂gov	0.463	0.2273	Stationnaire
<i>TB</i>	0.146	0.0823	Stationnaire
∂TB	0.463	0.0304	Stationnaire
<i>unemp</i>	0.146	0.099	Stationnaire
$\partial unemp$	0.463	0.1163	Stationnaire
<i>rgdp_g</i>	0.463	0.0662	Stationnaire

Tableau 2.2 - Matrice de corrélations des variables avec la variable de variation de consommation

Matrice de corrélations	∂Ct	DCT(-6)	DCT(-7)	CONF(-1)	DCONF(-1)	DHW (-1)	GOV(-1)	DGOV(-1)	RGDP_G(-1)	TBILL(-1)	DTBILL(-1)	UNEM P(-1)	DUNE MP(-1)
	∂Ct	1.00											
∂C_{t-6}	0.11	1.00											
∂C_{t-7}	0.01	0.12	1.00										
$conf_{t-1}$	0.20	0.30	0.17	1.00									
$\partial conf_{t-1}$	0.11	-0.10	-0.20	0.25	1.00								
$\partial \overline{sw}_{t-1}$	0.43	-0.07	-0.10	-0.05	0.06	1.00							
$\partial \overline{hw}_{t-1}$	0.20	0.21	0.22	0.70	0.05	0.04	1.00						
gov_{t-1}	-0.12	-0.05	-0.02	-0.10	-0.02	-0.01	-0.06	1.00					

∂gov_{t-1}	-0.18	0.12	0.20	0.31	0.07	-0.01	0.17	0.13	1.00					
$rgdp_g_{t-1}$	0.24	-0.15	-0.06	0.26	0.24	0.18	0.22	-0.25	0.03	1.00				
TB_{t-1}	-0.11	0.09	0.03	0.18	-0.05	-0.09	0.16	-0.79	0.02	0.01	1.00			
∂TB_{t-1}	-0.09	0.03	-0.18	0.19	0.11	0.03	0.26	-0.04	-0.07	0.30	0.13	1.00		
$unemp_{t-1}$	0.04	-0.26	-0.30	-0.39	0.07	0.07	-0.40	-0.57	-0.32	0.13	0.40	-0.06	1.00	
$\partial unemp_{t-1}$	-0.09	-0.01	-0.03	-0.08	0.04	-0.03	-0.13	0.07	0.07	-0.20	0.01	-0.08	0.23	0

Tableau 2.3 – Matrice de corrélations des variables avec les deux variables de variation de richesse

Matrice de corrélations			∂C_{t-6}	∂C_{t-7}	GOV(-)	DGOV(-)	UNEM	DUNE	TBILL(-)	DTBIL(-1)	CONF(-1)	DCONF(-1)	RGDP_G(-1)
	$\partial \overline{hw}$	$\partial \overline{sw}$											
$\partial \overline{hw}$	1.00												
$\partial \overline{sw}$	0.05	1.00											
∂C_{t-6}	0.21	-0.11	1.00										
∂C_{t-7}	0.17	-0.04	0.12	1.00									
gov_{t-1}	-0.09	-0.03	-0.05	-0.02	1.00								
∂gov_{t-1}	0.16	-0.14	0.12	0.20	0.13	1.00							
$unemp_{t-1}$	-0.33	0.08	-0.26	-0.30	-0.57	-0.32	1.00						
$\partial unemp_{t-1}$	-0.13	0.01	-0.01	-0.03	0.07	0.07	0.23	1.00					
TB_{t-1}	0.11	-0.09	0.09	0.03	-0.79	0.02	0.40	-0.01	1.00				
∂TB_{t-1}	0.24	0.00	0.03	-0.18	-0.04	-0.07	-0.06	-0.08	0.13	1.00			
$conf_{t-1}$	0.67	-0.08	0.30	0.17	-0.10	0.31	-0.39	-0.08	0.18	0.19	1.00		
$\partial conf_{t-1}$	0.06	0.14	-0.10	-0.20	-0.02	0.07	0.07	0.04	-0.05	0.11	0.25	1.00	
$rgdp_g_{t-1}$	0.21	0.05	-0.15	-0.06	-0.25	0.03	0.13	-0.20	0.01	0.30	0.26	0.24	1.00

Tableau 2.4 Matrice de corrélations des variables construites selon l'ajout de retards

	$\partial Ct(1)$	∂Ct	$\partial Ct(2)$
$\partial Ct(1)$	1		
∂Ct	0.999963	1	
$\partial Ct(2)$	0.999993	0.999977	1
	$\partial \overline{hw}(1)$	$\partial \overline{hw}$	$\partial \overline{hw}(2)$
$\partial \overline{hw}(1)$	1		
$\partial \overline{hw}$	0.993025	1	
$\partial \overline{hw}(2)$	0.993002	0.999982	1
	$\partial \overline{sw}(1)$	$\partial \overline{sw}$	$\partial \overline{sw}(2)$
$\partial \overline{sw}(1)$	1		
$\partial \overline{sw}$	0.939987	1	

$\overline{\partial sw(2)}$	0.94017	0.999988	1
-----------------------------	---------	----------	---

Annexe 3 – Robustesse/Spécifications alternatives

Tableau 3.1 - Rigidité de la consommation – Instruments alternatifs (1)

$$\Delta \log C_t = \mu + \chi E_{t-2}(\Delta \log C_{t-1}) + \epsilon_t$$

Variables		Prob.
μ	0.0012 (0.0009)	0.2184
χ	0.6916*** (0.2131)	0.0015

Note : GMM, IV : DCT(-6) CONF(-1) DGOV(-1) RGDP_G(-2) TB(-2), *, **, *** sont des niveaux de signification de 10%, 5% et 1% respectivement.

Tableau 3.2 - Rigidité de la consommation – Instruments alternatifs (2)

$$\Delta \log C_t = \mu + \chi E_{t-2}(\Delta \log C_{t-1}) + \epsilon_t$$

Variables		Prob.
μ	0.0011 (0.0012)	0.3499
χ	0.7249 *** (0.2663)	0.0075

Note : GMM, IV : DCT(-6) CONF(-2) DGOV(-2) RGDP_G(-2) DUNEMP(-2). *, **, *** sont des niveaux de signification de 10%, 5% et 1% respectivement.

Tableau 3.3 – Différents groupes de variables instrumentales et coefficients utilisés dans le modèle de court-terme

Régresseurs/Variables instrumentales inclus(es)	β_1	p-value	β_2	p-value	β_3	p-value	β_4	p-value
1) FW, HW IV : $\partial C_{t-6}, \partial C_{t-7},$ $rgdp_g_{t-1}, \partial gov_{t-1}$ $dunemp_{t-1}$ $conf(-1)$	0.020*	0.0554	0.018***	0.0008				
2) FW, HW IV : $\partial C_{t-6}, \partial C_{t-7},$ $rgdp_g_{t-1}, \partial gov_{t-1}, unemp_{t-1}$	0.020*	0.0957	0.013**	0.0435				
3) FW, HW IV: $\partial C_{t-6}, rgdp_g_{t-1}, \partial gov_{t-1},$ $conf_{t-1}, unemp_{t-1}$	0.022*	0.0584	0.014***	0.0047				
4) FW, HW, TB IV: $\partial C_{t-6}, \partial C_{t-7}, rgdp_g_{t-1} \partial gov_{t-1}$ $unemp_{t-1}$	0.013	0.3572	0.019**	0.0193	0.0006	0.1381		
5) FW, HW, TB IV: $\partial C_{t-6}, rgdp_g_{t-1} unemp_{t-1},$ $conf_{t-1}$	0.029*	0.0913	0.013**	0.0358	0.0005	0.1444		
6) FW, HW, TB, CONF IV: $\partial C_{t-6} \partial C_{t-7}, rgdp_g_{t-1}$ $\partial gov_{t-1} unemp_{t-1}$	0.023	0.425	0.082	0.1325	0.001	0.3254	-0.0004	0.2815

Note : Méthode GMM. *, ** et *** sont significatifs aux niveaux de 1%, 5% et 10% respectivement.

Tableau 3.4 - Modèle de PMC à long terme impliquées

		PMC à court-terme	χ	PMC à long-terme	
1)	β_1	0.02	0.71	β_1	0.10
	β_2	0.018	0.71	β_2	0.09
2)	β_1	0.02	0.71	β_1	0.10
	β_2	0.013	0.71	β_2	0.06
3)	β_1	0.022	0.71	β_1	0.11
	β_2	0.014	0.71	β_2	0.07
4)	β_1	0.013	0.71	β_1	0.06
	β_2	0.019	0.71	β_2	0.09
5)	β_1	0.029	0.71	β_1	0.14
	β_2	0.013	0.71	β_2	0.06
6)	β_1	0.023	0.71	β_1	0.11
	β_2	0.082	0.71	β_2	0.40