

UNIVERSITÉ DU QUÉBEC À MONTRÉAL

L'IMPACT DU PRIX DES MAISONS SUR LA CONSOMMATION DES
MÉNAGES : UNE ANALYSE À PARTIR DES MICRODONNÉES CANADIENNES

MÉMOIRE
PRÉSENTÉ
COMME EXIGENCE PARTIELLE
DE LA MAÎTRISE EN ÉCONOMIQUE

PAR

PHILIPPE PERREAULT

SEPTEMBRE 2014

UNIVERSITÉ DU QUÉBEC À MONTRÉAL
Service des bibliothèques

Avertissement

La diffusion de ce mémoire se fait dans le respect des droits de son auteur, qui a signé le formulaire *Autorisation de reproduire et de diffuser un travail de recherche de cycles supérieurs* (SDU-522 – Rév.01-2006). Cette autorisation stipule que «conformément à l'article 11 du Règlement no 8 des études de cycles supérieurs, [l'auteur] concède à l'Université du Québec à Montréal une licence non exclusive d'utilisation et de publication de la totalité ou d'une partie importante de [son] travail de recherche pour des fins pédagogiques et non commerciales. Plus précisément, [l'auteur] autorise l'Université du Québec à Montréal à reproduire, diffuser, prêter, distribuer ou vendre des copies de [son] travail de recherche à des fins non commerciales sur quelque support que ce soit, y compris l'Internet. Cette licence et cette autorisation n'entraînent pas une renonciation de [la] part [de l'auteur] à [ses] droits moraux ni à [ses] droits de propriété intellectuelle. Sauf entente contraire, [l'auteur] conserve la liberté de diffuser et de commercialiser ou non ce travail dont [il] possède un exemplaire.»

REMERCIEMENTS

J'aimerais remercier mes professeurs Philip Merrigan et Pierre Lefebvre pour le support qu'ils m'ont fourni tout au long de mon parcours universitaire ainsi que lors de la rédaction de ce mémoire.

Je tiens aussi à remercier ma conjointe pour son support indéfectible et ses précieuses relectures ainsi que mes parents qui ont toujours été présents pour moi tout au long de mon cheminement universitaire.

Finalement, je tiens à remercier tous les membres du Centre interuniversitaire québécois de statistiques sociales qui m'ont permis de réaliser ce mémoire.

TABLE DES MATIÈRES

LISTE DES TABLEAUX.....	v
LISTE DES FIGURES	vi
LISTE DES ABRÉVIATIONS, SIGLES ET ACRONYMES	viii
RÉSUMÉ	ix
INTRODUCTION	1
CHAPITRE I	
MARCHÉ IMMOBILIER CANADIEN	6
1.1 La Société canadienne d'hypothèque et de logement (SCHL).....	8
1.2 Modification des lois et règlements du marché immobilier.....	9
CHAPITRE II	
REVUE DES TRAVAUX	11
2.1 Hypothèses économiques.....	12
2.2 Résultats macroéconomiques.....	14
2.3 Résultats microéconomiques	16
2.3.1 Campbell et Cocco (2007).....	16
2.3.2 Attanasio, Blow, Hamilton et Leicester (2009).....	18
2.3.3 Disney, Gathergood et Henley (2010).....	19
2.3.4 Browning, Gørtz et Leth-Petersen (2011)	20
2.3.5 Cristini et Sanz (2011).....	21
2.4 Résumé	21
CHAPITRE III	
LES DONNÉES.....	23
3.1 L'Enquête sur les dépenses des ménages	23
3.2 Indice du prix des maisons	26
3.2.1 Indice des prix des logements neufs.....	26
3.2.2 Teranet.....	26
3.2.3 Prix moyen de l'Association canadienne de l'immeuble	27

3.3	Indice des prix à la consommation (IPC).....	28
3.4	Création du sous-échantillon	28
CHAPITRE IV		
MÉTHODOLOGIE.....		
4.1	Qualité des données	31
4.2	Statistiques descriptives.....	32
4.3	Les hypothèses.....	32
4.4	Pseudo-panel.....	33
4.5	Les régressions	34
4.5.1	Le modèle de base	34
4.5.2	Modèle de base avec le pseudo-panel	36
4.5.3	Modèles avec interactions au niveau des groupes d'âge.....	38
CHAPITRE V		
ANALYSE DES RÉSULTATS.....		
5.1	Statistiques descriptives.....	42
5.2	Les Régressions	45
5.2.1	Modèle 1 : Scénario de base.....	46
5.2.2	Modèle 2 : Croissance des prix de l'immobilier	48
5.2.3	Modèle 3 : Niveau des prix de l'immobilier	50
5.2.4	Modèle 4 : Prix anticipés et non anticipés.....	51
5.2.5	Modèle 5 : Croissance des prix de l'immobilier et mode d'occupation du logement.....	53
5.3	Discussion.....	55
5.4	Exclusion de 2006	58
CONCLUSION		
APPENDICE A		
TABLEAUX.....		
APPENDICE B		
FIGURES.....		
BIBLIOGRAPHIE.....		

LISTE DES TABLEAUX

Tableau		Page
5.1	Proportion de propriétaires et de locataires	47
5.2	Coefficients des interactions avec la croissance des prix de l'immobilier	49
5.3	Coefficients des interactions avec le niveau des prix de l'immobilier	50
5.4	Coefficients des interactions avec les variations anticipées et non anticipées des prix de l'immobilier	53
5.5	Coefficients des interactions avec le mode d'occupation du logement	55
5.6	Synthèse des coefficients des interactions pour tous les modèles.....	56
5.7	Synthèse des résidus des régressions pour tous les modèles	57
A.1	Coefficients de la forme réduite : prédiction du prix des maisons.....	63
A.2	Résultats des régressions, tous les modèles	64
A.3	Résultats de la forme réduite : prédiction du prix des maisons	69
A.4	Résultats des régressions, tous les modèles, excluant 2006.....	70

LISTE DES FIGURES

Figure	Page
1.1	Évolution du taux des prêts hypothécaires ordinaires à terme de 5 ans et prix réel des maisons.....7
1.2	Évolution des dépenses de consommation finale par habitant et prix réel des maisons8
4.1	Comparaison des taux de croissance de la consommation selon l'EDM et le SCEN.....31
5.1	Croissance du prix moyen des maisons au Canada et croissance de la consommation mesurée par l'EDM et le SCEN.....43
5.2	Croissance du prix des maisons et croissance de la consommation par groupe d'âge44
5.3	Croissance du prix des maisons et croissance de la consommation par mode d'occupation du logement45
B.1	Taux de croissance du prix des maisons et de la consommation, selon le mode d'occupation.....75
B.2	Évolution des sentiers de consommation pour chacune des cohortes du pseudo-panel.76
B.3	Sentiers de consommation, cadran 1 de la figure B.2.....77
B.4	Sentiers de consommation, cadran 3 de la figure B.2.....77
B.5	Sentiers de consommation, cadran 4 de la figure B.2.....78
B.6	Résidus de la régression du modèle de base78
B.7	Résidus de la régression du modèle de base, par groupe d'âge79
B.8	Résidus des régressions du modèle de base et du modèle avec la croissance du prix des maisons79
B.9	Résidus de la régression du modèle avec la croissance du prix des maisons, par groupe d'âge.....80
B.10	Résidus des régressions du modèle de base et du modèle avec le niveau du prix des maisons.....80

B.11	Résidus de la régression du modèle avec la croissance du prix des maisons, par groupe d'âge.....	81
B.12	Résidus des régressions du modèle de base et du modèle avec le niveau du prix des maisons.....	81
B.13	Résidus de la régression du modèle avec uniquement les variations anticipées du prix des maisons, par groupe d'âge.....	82
B.14	Résidus du modèle avec les variations anticipées et non anticipées du prix des maisons, par groupe d'âge.....	82
B.15	Résidus du modèle "intermédiaire" et du modèle avec les variations anticipées et non anticipées des prix, les jeunes.....	83
B.16	Résidus du modèle "intermédiaire" et du modèle avec les variations anticipées et non anticipées des prix, les adultes.....	83
B.17	Résidus du modèle "intermédiaire" et du modèle avec les variations anticipées et non anticipées des prix, les âgés.....	84
B.18	Comparaison entre le prix observé et le prix prédit par la forme réduite, Alberta ...	84
B.19	Comparaison entre le prix observé et le prix prédit par la forme réduite, Colombie-Britannique.....	85
B.20	Comparaison entre le prix observé et le prix prédit par la forme réduite, Île-du-Prince-Édouard.....	85
B.21	Comparaison entre le prix observé et le prix prédit par la forme réduite, Manitoba.....	86
B.22	Comparaison entre le prix observé et le prix prédit par la forme réduite, Nouveau-Brunswick.....	86
B.23	Comparaison entre le prix observé et le prix prédit par la forme réduite, Nouvelle-Écosse.....	87
B.24	Comparaison entre le prix observé et le prix prédit par la forme réduite, Ontario.....	87
B.25	Comparaison entre le prix observé et le prix prédit par la forme réduite, Québec.....	88
B.26	Comparaison entre le prix observé et le prix prédit par la forme réduite, Saskatchewan.....	88
B.27	Comparaison entre le prix observé et le prix prédit par la forme réduite, Terre-Neuve-et-Labrador.....	89

LISTE DES ABRÉVIATIONS, SIGLES ET ACRONYMES

ACI	Association canadienne de l'immeuble
BHPS	British Household Panel Survey
CIQSS	Centre interuniversitaire québécois de statistiques sociales
EDM	Enquête sur les dépenses des ménages
EPA	Enquête sur la population active
ESF	Enquête sur la sécurité financière
FAMEX	Enquête sur les dépenses des familles
FES	(British) Family Expenditure Survey
FMI	Fonds monétaire international
IPLN	Indice du prix des logements neufs
MLS	Multiple Listing Service
PIB	Produit intérieur brut
SCEN	Système des comptes économiques nationaux
SCHL	Société canadienne d'hypothèque et de logement
SIA	Service Inter-Agence

RÉSUMÉ

Cette étude a pour but de vérifier si l'effet de richesse observé entre l'évolution du prix des maisons et la consommation des ménages au niveau macroéconomique trouve fondement dans les microdonnées. L'analyse a été réalisée à l'aide des microdonnées de l'Enquête sur les dépenses des ménages (EDM) et couvre la période de 1997 à 2009. Les hypothèses considérées comprennent la présence d'un effet de richesse, un allègement de la contrainte d'endettement par l'accès à du crédit à faible coût grâce à l'augmentation du prix de la maison et un facteur macroéconomique commun à l'évolution du prix des maisons et de la consommation.

Les estimations ont été réalisées par moindres carrés ordinaires à l'aide d'une forme réduite d'un modèle de cycle de vie et d'un pseudo-panel basé sur l'âge du répondant principal du ménage. L'impact a été évalué à l'aide de variables d'interaction entre différentes fonctions des prix provinciaux des maisons et des variables de groupes d'âge pour les jeunes ménages, les ménages adultes et les ménages âgés. Les fonctions qui ont été considérées sont la croissance, le niveau et les variations anticipées et non anticipées des prix de l'immobilier.

Les résultats obtenus d'une spécification à l'autre sont ambigus. La croissance des prix contredit l'hypothèse d'un effet de richesse, car ce sont les jeunes ménages qui augmentent le plus leur consommation, tandis que les variations anticipées et non anticipées des prix supportent cette même hypothèse avec des effets nuls pour les jeunes et des effets importants pour les ménages âgés. Le niveau des prix affiche des résultats équivalents pour tous les groupes d'âge. À la lumière de ces résultats, nous ne pouvons adopter une conclusion avec certitude. Il serait intéressant de vérifier les résultats avec une plus longue période à l'étude.

Mots clés : effet de richesse, consommation, prix des maisons, immobilier, contrainte d'endettement, procyclicité.

INTRODUCTION

Depuis le début des années 2000, le marché immobilier canadien a connu une hausse de plus de 100 % du prix des maisons.¹ À moins d'une correction majeure, le marché immobilier devrait se maintenir à ces niveaux, et peut-être même continuer d'augmenter en raison de l'abaissement du taux directeur de la Banque du Canada en réaction à la crise financière de 2008. Depuis, la politique monétaire de la Banque du Canada est demeurée très accommodante en maintenant les taux d'intérêt à des niveaux historiquement bas, ce qui maintient les pressions inflationnistes sur le marché immobilier canadien. Étant donné l'incertitude qui plane actuellement sur l'économie mondiale, rien ne laisse prévoir un raffermissement de la politique monétaire dans un avenir rapproché, ce qui aurait pour effet de ralentir le marché immobilier.

Au Canada comme dans la majorité des pays industrialisés, l'immobilier est non seulement un bien de consommation, mais aussi un des constituants majeurs de la richesse des ménages. Selon l'Enquête sur la sécurité financière (ESF) réalisée par Statistique Canada en 2005, environ 62 % des ménages canadiens sont propriétaires de leur habitation et 28 % sont des propriétaires nets, c'est-à-dire ceux qui ont remboursé complètement leur hypothèque.

À l'exception de certains types d'habitation dans les grandes villes qui peuvent être en proie à la spéculation de la part d'investisseurs étrangers, le marché immobilier résidentiel doit être considéré comme un marché fermé, car la demande pour ce type de bien est généralement locale. Cet état de fait implique que les transferts de richesse devraient généralement se réaliser entre les habitants d'un même territoire. Dans une même optique, le bilan migratoire des provinces n'affecterait ces transferts de richesse que marginalement.

¹ Calculs de l'auteur à partir des données de l'Association canadienne de l'immeuble (ACI).

Il est donc important de s'intéresser aux dynamiques relatives à cette hausse marquée des prix de l'immobilier au cours de la dernière décennie étant donné l'importance de cet actif dans le bilan des ménages canadiens. En effet, l'amplitude des récentes variations de cette composante de la richesse pourrait affecter la consommation en biens durables, non durables et en services des ménages, ce qui aurait un impact sur la demande finale et le produit intérieur brut.

Évidemment, les ménages ne seraient pas tous affectés de la même façon par ce phénomène, étant donné qu'un jeune ménage aspire en général à acquérir une propriété, alors qu'un ménage âgé cherche plutôt à réduire sa consommation pour ce type de bien, voire sortir complètement de ce marché. Une hausse des prix de l'immobilier pourrait donc engendrer un effet de richesse négatif pour les premiers, tandis que cet effet serait positif chez les seconds.

Du point de vue du décideur public, la compréhension de cette nouvelle tendance est capitale puisqu'il semble y avoir un impact notable sur la consommation agrégée (Case, Quigley et Shiller, 2005). Du point de vue des ménages, cela affecte potentiellement les mécanismes d'accumulation de richesse à travers des modifications au niveau des comportements de consommation et d'épargne (Browning, Gørtz et Leth-Petersen, 2012). Dans un contexte où le taux d'endettement des ménages canadiens est déjà très élevé, il est important de s'intéresser aux conséquences découlant de ce phénomène : est-ce qu'il y a un effet de richesse réel associé à ce phénomène ? Y a-t-il des conséquences directes auprès de certaines catégories de ménages quant aux dynamiques de consommation et d'épargne ainsi que sur l'économie agrégée ? Dans l'alternative où il y aurait absence d'effet de richesse et où la consommation serait majoritairement stimulée par le crédit de type hypothécaire, il serait préférable de limiter l'accès à la propriété afin de calmer le marché immobilier et prévenir la formation d'une bulle immobilière au Canada.

Le but de ce mémoire est de déterminer s'il existe des effets de richesse au niveau des ménages ou si ce sont plutôt des causes sous-jacentes qui font en sorte que la consommation évolue de façon procyclique avec le marché immobilier. Il y a actuellement un débat au sein de la discipline économique à savoir si une relation de causalité existe entre l'évolution du prix des maisons et celle de la consommation des ménages.

Pour ce faire, nous avons eu recours à des microdonnées provenant de l'Enquête sur les dépenses des ménages (EDM) de Statistique Canada, une enquête annuelle constituée de coupes transversales répétées.^{2 3} En raison de l'absence de données longitudinales concernant les dépenses des ménages au Canada, l'approche préconisée s'inspire de la méthode des pseudo-panels introduite par Deaton (1985) et Browning, Deaton et Irish (1985).

Ce mémoire est une réplique d'une étude réalisée en Angleterre par Attanasio et coll. (2009) et couvre la période allant de 1997 à 2009. Ces derniers considèrent trois hypothèses pouvant expliquer la hausse de la consommation : un effet de richesse, une incitation à la consommation par l'entremise du crédit hypothécaire ou un facteur macroéconomique inobservable qui affecterait à la fois la consommation et le prix des maisons.

Dans un premier temps, les statistiques descriptives sont examinées afin de vérifier que la relation entre le prix des maisons et la consommation, qui est observée en Angleterre et aux États-Unis, est aussi présente dans les données canadiennes. Des comparaisons de la consommation par groupe d'âge ainsi que par mode d'occupation du logement sont présentées afin de mieux visualiser la relation en question.

Une forme réduite d'un modèle de cycle de vie est ensuite utilisée pour estimer les effets de la hausse du prix des maisons sur la consommation des ménages. Afin d'assurer la validité du modèle, le critère utilisé pour créer les cohortes du pseudo-panel est l'année de naissance du répondant principal de chaque ménage, ce qui permet de contrôler pour les écarts au niveau de la richesse disponible de chacune des cohortes. Par la suite, diverses

² Le travail a été réalisé au Centre interuniversitaire québécois de statistiques sociales (CIQSS) qui fournit un accès aux bases de données confidentielles de Statistique Canada. Tous les résultats, tableaux et figures produits à partir de l'EDM ont été pondérés avec la variable de poids échantillonnel fournie dans l'enquête afin d'offrir une meilleure représentativité de la population canadienne et de respecter les exigences de confidentialité de Statistique Canada.

³ Le lecteur est prié de noter que l'analyse et les conclusions présentées dans ce mémoire sont propres à l'auteur et ne reflètent pas la vision ni le point de vue de Statistique Canada.

fonctions des prix provinciaux des maisons sont ajoutées en interaction avec chaque groupe d'âge, c'est-à-dire les jeunes ménages, les ménages adultes et les ménages âgés. Comme mentionné plus tôt, nous nous attendons à ce que, sur un marché fermé, les ménages réagissent différemment dépendamment de leur âge car leurs projets de vie et leurs aspirations familiales ne sont généralement pas les mêmes.

Étant donné que les prix des maisons et la consommation pourraient être affectés par un facteur macroéconomique commun, comme mentionné dans les hypothèses à l'étude, la condition de causalité des variables explicatives ne serait pas respectée le cas échéant. Cette situation a pour conséquence qu'on ne peut plus considérer que l'impact mesuré par les coefficients des variables d'interaction entre les groupes d'âge et les prix de l'immobilier correspond à une cause directe des variations de consommation. Voilà pourquoi nous accordons une plus grande importance au signe et à l'amplitude des coefficients entre les variables d'interaction, de même qu'à l'évolution des résidus de la régression par rapport à chaque groupe d'âge pour déterminer quelle spécification explique le mieux la relation d'intérêt. Les différences entre les coefficients vont donc nous renseigner sur la raison de la procyclicité des prix de l'immobilier et de la consommation. Une hausse de la consommation supérieure chez les ménages âgés serait interprétée en faveur d'un effet de richesse, tandis qu'une hausse de la consommation supérieure chez les jeunes serait interprétée en faveur d'un facteur macroéconomique commun à la hausse du prix des maisons et de la consommation.

Les spécifications à l'étude contrôlent pour plusieurs formes fonctionnelles des prix provinciaux des maisons, notamment le taux de croissance, le niveau et les variations anticipées et non anticipées du prix des maisons, afin de découvrir quelle composante ou dynamique des prix explique le mieux cette procyclicité. La première forme fonctionnelle impliquerait la présence d'un gain en capital potentiel suite à une hausse du prix des maisons, tandis que la seconde aurait pour but d'évaluer si le niveau des prix de l'immobilier pourrait nous renseigner sur le niveau de richesse dont un ménage prévoit disposer au cours du cycle de vie. La dernière forme fonctionnelle permettrait de déterminer dans quelle mesure les ménages réagissent aux variations anticipées et non anticipées, afin de voir s'il se dégage une tendance entre les différents groupes d'âge. Finalement, une spécification qui fait interagir la

croissance des prix de l'immobilier avec le mode d'occupation du logement est aussi considérée. Bien qu'un poids moindre soit accordé à cette dernière, étant donné la possibilité d'un problème d'endogénéité lié à la décision de devenir propriétaire, le signe et l'amplitude des coefficients pourraient nous aider à détecter la présence d'une contrainte d'endettement chez les ménages propriétaires. Si tel était le cas, il serait raisonnable de penser que les ménages faisant face à une contrainte d'endettement soient portés à augmenter leur consommation grâce à un accès à du crédit hypothécaire à faible coût disponible suite à la hausse du prix de leur maison.

Les prix provinciaux sont privilégiés par rapport aux prix nationaux puisque ceux-ci incorporent des informations supplémentaires relatives aux conditions économiques de chaque province, ce qui améliore la précision des estimations à cause des variations additionnelles dans les prix.

Étant donné que ce mémoire se veut une réplique d'une étude ayant été réalisée en Angleterre, nous posons les mêmes hypothèses et traitons les données de la même façon que les auteurs, afin d'éviter toute divergence attribuable à des choix méthodologiques en ce qui a trait aux résultats canadiens.

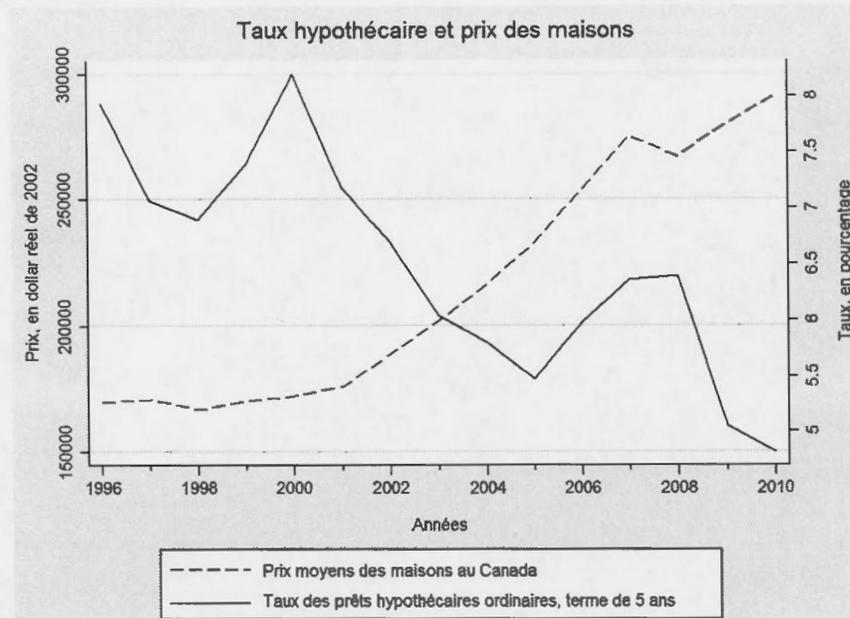
Le mémoire est structuré comme suit : le premier chapitre présente une mise en contexte du marché immobilier canadien ; le deuxième fait un survol de la littérature en lien avec le sujet et présente les résultats macroéconomiques qui ont suscité l'intérêt de vérifier si la tendance observée au niveau agrégé était aussi présente dans les microdonnées ; le troisième fournit une description exhaustive des données utilisées pour la réalisation de l'étude ; le quatrième aborde la méthodologie retenue, c'est-à-dire celle d'Attanasio et coll. (2009) et finalement, le cinquième présente l'analyse des résultats où nous vérifions si les intuitions et les tendances macroéconomiques observées dans les séries temporelles peuvent être corroborées par les comportements des agents au niveau microéconomique.

CHAPITRE I

MARCHÉ IMMOBILIER CANADIEN

Comme le système financier canadien a fait preuve d'une grande résilience lors de la dernière crise économique et qu'il n'y a pas eu un resserrement du crédit à la hauteur de ce qui s'est fait aux États-Unis, le marché immobilier canadien a subi les contrecoups de la crise sur le moment. Depuis, il a néanmoins profité de la faiblesse historique des taux d'intérêt engendrée par l'incertitude qui émane du contexte économique international, notamment la crise de la dette souveraine au sein de la zone euro, la faiblesse de la reprise américaine et la croissance légèrement inférieure aux attentes dans les pays émergents. Tous ces facteurs ont fait en sorte que la Banque du Canada a décidé de maintenir son taux directeur à 1 % le 16 avril 2014, alors qu'en avril 2009 il avait atteint la valeur plancher de 0,25 %. De 1997 à 2000, le taux directeur s'est situé entre 4 % et 5 % et, à partir du milieu de 2001, il a commencé à suivre une trajectoire descendante similaire à celle du taux directeur des États-Unis. Ce changement de cap s'est par la suite transmis au taux d'intérêt hypothécaire canadien, ce qui a induit la hausse des prix de l'immobilier qu'a connu le Canada dans la dernière décennie.

La figure 1.1 présente l'évolution du prix réel des maisons au Canada et celle des taux des prêts hypothécaires ordinaires avec un terme de cinq ans. Ce contexte de diminution des taux hypothécaires a largement contribué à l'appréciation marquée des prix sur le marché immobilier canadien. Entre 2000 et 2010, le marché immobilier a connu une croissance des prix en termes réels de plus de 7 % annuellement, alors que pour la même période, les



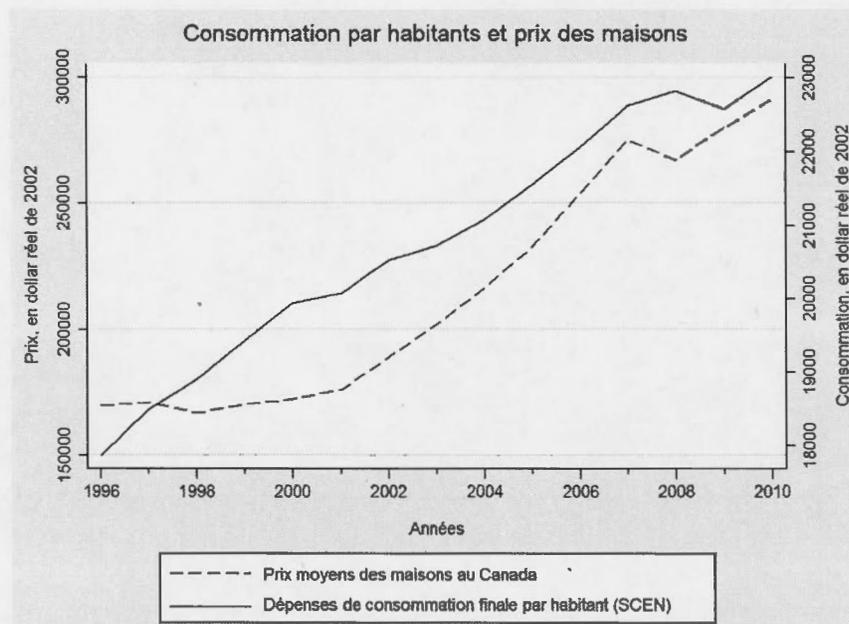
Source : Statistique Canada⁴ et ACI.

Figure 1.1 Évolution du taux des prêts hypothécaires ordinaires à terme de 5 ans et prix réel des maisons

emprunts hypothécaires ont crû de 8 % annuellement (FMI, 2011). Selon l'Association canadienne de l'immeuble (ACI), l'indice national des prix de l'immobilier a augmenté de 115 % entre le deuxième trimestre de 2001 et le deuxième trimestre de 2011 et, selon l'indice national publié par Teranet Banque Nationale, qui tient compte des effets de composition, la hausse a été de 96 % au cours de la même période (FMI, 2011).

La figure 1.2 montre l'évolution du prix réel des maisons au Canada et celle des dépenses de consommation finale des ménages par habitant, où l'on constate une tendance très similaire entre les deux séries. Le Fonds monétaire international (FMI) (2011) estime que la propension marginale à consommer provenant de la richesse immobilière s'établit à 4,3 % alors que celle provenant de la richesse financière est de 2,5 %. L'institution précise que la consommation répond principalement aux variations permanentes de la richesse plutôt qu'aux

⁴ Statistique Canada, tableau 027-0015, série V733833.



Source : Statistique Canada⁵ et ACI.

Figure 1.2 Évolution des dépenses de consommation finale par habitant et prix réel des maisons

variations temporaires et que 97 % des variations de richesse sur le marché immobilier sont des variations permanentes, contrairement à celles sur les marchés financiers. Ces résultats s'expliquent aussi par le fait que la richesse immobilière représente généralement l'actif le plus important d'un ménage et que ce ne sont pas tous les ménages qui possèdent des actifs financiers, d'où une propension marginale à consommer supérieure pour la richesse immobilière.

1.1 La Société canadienne d'hypothèque et de logement (SCHL)

La Société canadienne d'hypothèque et de logement (SCHL) est une société de la Couronne qui a été fondée en 1946 en plein après-guerre alors qu'une pénurie de logements sévissait. Sa gouvernance est redevable au gouvernement fédéral puisqu'elle appartient

⁵ Statistique Canada, tableau 380-0067, série V61989072.

entièrement à celui-ci. Elle joue un rôle important sur le marché immobilier canadien. Non seulement contribue-t-elle à améliorer les normes d'habitation, mais elle est aussi le premier fournisseur d'assurance pour les prêts hypothécaires et les titres hypothécaires au pays. Lorsqu'un acheteur n'est pas en mesure de faire une mise de fonds de 20 % de la valeur de la propriété, le prêt hypothécaire doit obligatoirement être couvert par une assurance en cas de défaut de paiement.

Son exposition sur le marché est donc beaucoup plus grande que par le passé et ne semble pas sur le point de diminuer étant donné que la récente envolée des prix sur le marché immobilier a contribué à accroître le nombre d'achats de propriété avec une mise de fonds inférieure à 20 %. Selon le FMI (2011), le taux de propriétaires a augmenté de 4 % au cours de la dernière décennie au Canada pour frôler les 70 % en 2010.

1.2 Modification des lois et règlements du marché immobilier

Depuis le début de la crise financière américaine liée aux « subprimes » sur le marché immobilier américain, le gouvernement du Canada a resserré les règles du jeu quatre fois plutôt qu'une entre 2008 et 2012 afin de prévenir la montée d'une bulle immobilière. Le but de ces mesures était de calmer le marché immobilier canadien qui semblait s'emballer quant aux perspectives du maintien des taux hypothécaires à des niveaux très faibles à long terme.

Ces mesures comprenaient notamment l'augmentation de la mise de fonds minimale, la diminution de la période maximale d'amortissement, l'abaissement de la part assurée de l'hypothèque, la diminution de la portion maximale de refinancement pour le crédit hypothécaire ainsi que l'abolition de l'assurance sur les marges de crédit hypothécaire. Les trois premières mesures visaient à calmer le marché immobilier, alors que les deux autres avaient pour objectifs de restreindre l'accès au crédit et l'endettement en transférant les risques associés à ce type de crédit sur les épaules des banques.

Dans le contexte de ce mémoire, la pratique du refinancement est un facteur important en ce qui a trait aux hypothèses considérées. En effet, le refinancement permet à l'emprunteur d'avoir accès à du crédit à moindre coût qu'un prêt personnel, ce qui constitue un moyen

pour les ménages faisant face à une contrainte d'endettement de lisser leur consommation à l'aide du crédit hypothécaire. Un coût d'emprunt inférieur au taux en vigueur pourrait stimuler la consommation par l'endettement, d'où la réduction de la portion pouvant être refinancée afin d'atténuer les risques sur le système financier.

Ces resserrements successifs, qui ne couvrent que les deux dernières années de notre échantillon, montrent une volonté de la part du gouvernement d'exercer un contrôle sur ce secteur de l'économie canadienne. En ce sens, cela justifie l'intérêt des économistes envers l'étude des possibles dynamiques entre la consommation des ménages et l'évolution des prix de l'immobilier ainsi que pour la réplique d'études réalisées dans d'autres pays portant sur ce sujet.

CHAPITRE II

REVUE DES TRAVAUX

Le courant portant sur l'augmentation du prix des maisons et de la consommation dans la littérature économique a vu le jour notamment avec l'article *Is the UK balance of payments sustainable ?* de Muellbauer et Murphy (1990) qui, contrairement à ce que son titre semble indiquer, se concentre plutôt sur la hausse du prix des maisons en Angleterre durant les années 80 et l'augmentation de la consommation qui s'en est suivie. Ce mouvement haussier des prix a engendré une diminution du taux d'épargne personnel grâce à des effets de richesse (Attanasio et Weber, 1994), en plus d'un accès au crédit de plus en plus facile suite à la libéralisation financière qui s'est opérée un peu partout dans les pays industrialisés au cours de la même période. La libéralisation financière a eu pour effet de favoriser les mouvements de capitaux au plan international en abaissant certaines barrières et réglementations qui régissaient les institutions financières auparavant. Ceci a eu pour conséquences d'augmenter le nombre de joueurs sur le marché du crédit et de rendre les conditions d'accès au financement plus souples pour les ménages. En outre, la conjoncture de ces événements a eu pour résultat de stimuler le boom de consommation, ce qui a engendré une balance des paiements déficitaires pendant plusieurs années consécutives en Grande-Bretagne.

Cet article a donné lieu aux critiques de King (1990) et de Pagano (1990) à l'endroit de Muellbauer et Murphy quant à la proposition du lien de causalité entre l'évolution du prix des maisons et celle de la consommation. Le premier affirme que bien que la libéralisation financière ait commencé au début des années 80, le boom de consommation n'a eu lieu qu'en 1987-88 (King, 1990). Il prétend aussi que la libéralisation financière constitue un état transitoire et ne devrait donc pas avoir un impact permanent sur l'économie. Cependant, celui-ci affirme qu'un choc exogène, tel un changement quant aux anticipations sur la

productivité ou sur les revenus futurs serait suffisant pour que, dans un contexte de libéralisation financière, les compagnies augmentent leurs investissements et que les ménages augmentent leur consommation de sorte qu'ils génèrent une hausse marquée de cette croissance. Pagano (1990) réitère l'importance de bien cibler le lien de causalité car la hausse du prix des maisons pourrait, en effet, être une conséquence associée à une diminution de l'épargne personnelle et non pas la cause de celle-ci. Attanasio et Weber (1994) s'attardent sur les arguments macroéconomiques avancés ainsi que leurs différentes implications microéconomiques pour expliquer l'explosion de la consommation en Angleterre. Ils concluent qu'au milieu des années 80 les agents ont revu leurs anticipations à la hausse en ce qui a trait aux futurs revenus du travail pour expliquer la baisse de l'épargne, car ce sont les jeunes qui ont en majeure partie contribué à ce phénomène.

2.1 Hypothèses économiques

Sur le plan microéconomique, plusieurs théories ont été avancées pour expliquer cette hausse de la consommation. Toutefois, il n'existe encore aucun consensus à ce jour sur la vraie cause de ce phénomène. Les deux études les plus couramment citées sont : Campbell et Cocco (2007) et Attanasio, Blow, Hamilton et Leicester (2009). Celles-ci divergent quant aux hypothèses retenues concernant les causes réelles des variations de consommation de même qu'envers les implications fondamentales qui découlent de celles-ci. Avant de présenter les résultats de ces études, voici la liste des hypothèses associées au sujet :

- 1- Effet de richesse direct
- 2- Augmentation de la capacité d'emprunt grâce au crédit hypothécaire, dans le cas où les agents font face à une contrainte d'endettement
- 3- Facteurs macroéconomiques inobservables et communs aux deux événements :
 - Révisions à la hausse des anticipations concernant la productivité
 - Révisions à la hausse des anticipations concernant les revenus futurs
 - Tout autre facteur contribuant à l'amélioration des conditions économiques.
- 4- Libéralisation financière.

Selon la théorie du cycle de vie, les individus choisissent leurs sentiers de consommation et d'épargne en fonction des ressources financières dont ils prévoient disposer tout au long de leur vie. En conséquence, les écarts entre la consommation et l'épargne d'une période à une autre devraient être relativement faibles, puisque les individus ont tendance à lisser les utilités provenant de la consommation et de l'épargne au cours de leur vie. Conformément à cette théorie, les agents économiques modifient leurs comportements en fonction de toute nouvelle information affectant leurs revenus ou leur richesse futurs. Dès lors, si un choc non anticipé affecte le prix des maisons à la hausse, un ménage propriétaire devrait en théorie augmenter sa consommation étant donné qu'il bénéficierait d'un effet de richesse positif (Muellbauer et Murphy, 1990; Skinner, 1994; Case, Quigley et Shiller, 2005; Campbell et Cocco, 2007).

S'il existe un effet de richesse direct provenant de l'augmentation de la valeur de la maison, les propriétaires devraient donc être considérés comme des investisseurs en position longue et les locataires en position courte sur cet actif (Campbell et Cocco, 2007). Les premiers constatent donc un gain si le prix est à la hausse, tandis que les seconds seraient perdants dans ce même marché. La situation demeurerait toutefois ambiguë pour les propriétaires qui envisageraient de changer de demeure dans un avenir rapproché.

Notons que si un ménage prévoit conserver sa demeure sur une longue période, ce dernier peut être considéré comme étant parfaitement couvert contre la volatilité du prix des maisons de même que de celle du prix des loyers (Sinai et Souleles, 2005).

De surcroît, Sinai et Souleles (2005) affirment que l'impact risque également d'être négatif pour les ménages qui prévoient demeurer dans le marché et acheter une nouvelle demeure éventuellement. Dans une moindre mesure, cet effet de richesse serait affecté négativement par l'augmentation du coût des services liés au domaine de l'immobilier qui évoluent dans le même sens que les prix (Attanasio et coll. 2009).

Une autre hypothèse avancée est que la capacité d'emprunt des ménages s'est accrue suite à la libéralisation du système financier dans les années 80. L'augmentation de la valeur de la propriété pouvant désormais servir de garantie pour un prêt afin d'emprunter à des taux

inférieurs à ceux d'un prêt personnel, cela stimulerait la consommation par la voie de l'endettement (Aoki et coll. 2004; Campbell et Cocco, 2007; Disney, Gathergood et Henley, 2010; Browning, Gørtz et Leth-Petersen, 2011).

Finalement, il serait possible qu'un facteur macroéconomique non observable affecte positivement le prix des maisons et la consommation des ménages de façon simultanée (King, 1990; Pagano, 1990; Attanasio et Weber, 1994; Attanasio et coll. 2009). Ce facteur pourrait être attribuable à une augmentation de la productivité ou une révision à la hausse des attentes des agents face à leurs revenus et leur richesse futurs, ce qui est cohérent avec la théorie du cycle de vie.

En termes de résultats obtenus, les conclusions diffèrent d'une étude à une autre en fonction du choix des données : macroéconomiques agrégées ou microdonnées, transversales ou longitudinales, ainsi qu'au sujet des hypothèses et formes fonctionnelles retenues pour les estimations.

2.2 Résultats macroéconomiques

La recherche récente démontre, au niveau macroéconomique, qu'il existe une corrélation plus forte entre l'évolution des prix du marché immobilier et les variations de la consommation agrégée qu'entre l'évolution du marché boursier et cette même variable (Case, Quigley et Shiller, 2005). Ces derniers ont travaillé à partir de deux bases de données longitudinales, l'une portant sur les États américains et l'autre sur quatorze pays développés. Ils constatent que des variations positives du marché boursier engendrent une hausse de la consommation chez les gens possédant plus de 250 000 \$ d'actifs financiers. Toutefois, cet effet est en général relativement faible puisqu'il n'y a que très peu de ménages qui possèdent un tel capital financier. D'autre part, ils trouvent qu'une augmentation de la richesse immobilière entraîne des effets de richesse positifs plus importants sur la consommation que ceux provenant des variations boursières. Ils indiquent aussi qu'une diminution de la richesse immobilière, contrairement à une hausse, ne semble exercer aucun impact significatif sur la consommation agrégée.

Benjamin, Chinloy et Jud (2004) ont mené une étude similaire en utilisant des données différentes. Ils ont trouvé que la propension marginale à consommer provenant de la richesse immobilière correspondait à quatre fois celle provenant des actifs financiers, c'est-à-dire de 0,08 contre 0,02, où Case, Quigley et Shiller (2005) trouvaient 0,06 contre 0,03. Ces résultats relativement similaires s'expliquent en partie par le fait qu'une portion importante de la richesse financière n'est pas disponible avant la retraite, d'une part à cause des avantages fiscaux mis en place pour stimuler l'épargne, d'autre part à cause des pénalités en cas de retrait hâtif de ces sommes d'argent. En outre, comme les deux tiers des ménages sont propriétaires et que seulement la moitié de la population à l'étude détient des actifs financiers, il semblerait que les reculs boursiers, comme celui de 2000-2001, soient en partie compensés par l'effet de richesse que procure l'immobilier puisque les gens s'en serviraient pour lisser leur consommation dans le temps (Benjamin, Chinloy et Jud, 2004).

Li et Yao (2006) calibrent un modèle de cycle de vie au niveau agrégé et où la couverture contre le risque de prix est imparfaite, conformément à la réalité sur les marchés financiers. Ils notent une hétérogénéité en fonction de l'âge dans la réponse de la consommation et dans le bien-être des ménages. Selon leur modèle, les jeunes augmentent leur consommation puisque leur maison, qui sert de garantie de prêt, vaut désormais plus cher. Les ménages âgés augmentent leur consommation car ils profitent d'un effet de richesse net. Les ménages adultes ne réagissent que très peu, étant donné qu'ils ne font généralement pas face à une contrainte d'endettement et prévoient soit conserver leur maison sur une longue période, soit en acheter une nouvelle dans un proche avenir. Bref, suite à une hausse des prix, les variations de bien-être seront négatives pour les jeunes et les adultes, tandis qu'elles seront positives pour les ménages âgés. Des conclusions similaires sont corroborées par des travaux empiriques réalisés à l'aide de microdonnées.

Dans un même ordre d'idées, une hausse considérable du prix des maisons pourrait décourager certains locataires d'épargner en vue d'acheter une propriété, ce qui aurait pour effet de stimuler la consommation suite à une diminution du taux d'épargne pour cette catégorie d'individus (Engelhardt, 1994). À cet égard, Engelhardt estime qu'une hausse de 5 % du prix d'une propriété diminue de 1 % la probabilité de mettre de l'argent de côté en vue d'une mise de fonds pour l'achat d'une propriété.

2.3 Résultats microéconomiques

2.3.1 Campbell et Cocco (2007)

Campbell et Cocco (2007), dont l'analyse porte sur la consommation de biens non durables et de services, ont trouvé un effet de richesse important auprès des ménages âgés en Angleterre. Ceux-ci ont travaillé avec le British Family Expenditure Survey (FES), une enquête formée de coupes transversales répétées. Sur la période allant de 1988 à 2000, ils ont créé deux panels synthétiques, un basé sur l'âge et la région de résidence et l'autre sur l'âge et le mode d'occupation des ménages. Le premier panel a pour objectif d'identifier l'existence des disparités économiques qui affectent la consommation entre les différentes régions, alors que le second sert à distinguer les individus qui présentent un effet de richesse suite à l'augmentation des prix de l'immobilier.

Notons qu'une maison est un des rares biens qui comporte une dualité au point de vue économique : elle constitue à la fois un bien de consommation et un actif risqué dont la volatilité du prix est majoritairement régionale plutôt que nationale (Campbell et Cocco, 2007). Selon eux, le prix régional des maisons est un bon estimateur des conditions économiques régionales. Cela permet de détecter les effets de richesse directs et les contraintes d'endettement, contrairement à la libéralisation financière qui s'est opérée à travers le pays entier et qui s'est reflétée sur les prix nationaux (Campbell et Cocco, 2007).

Selon ce cadre d'analyse, les locataires ne devraient en aucun cas augmenter leur consommation sinon l'hypothèse de l'effet de richesse ne tiendrait plus. Campbell et Cocco (2007) estiment une élasticité entre le prix des maisons et la consommation de 1,7 au sein des cohortes âgées de propriétaires, alors que l'effet de richesse est pratiquement nul chez les jeunes locataires. Ils ont aussi trouvé que les élasticités de la consommation étaient supérieures en incluant le niveau des prix régionaux plutôt que nationaux tout en contrôlant, pour les taux d'intérêt, le revenu du ménage et les variables démographiques. Cela suggère donc qu'il faut prendre en compte une certaine hétérogénéité régionale dans la fonction de réponse de la consommation face aux prix des maisons (Campbell et Cocco, 2007).

Leur variable dépendante est le logarithme naturel de la consommation en première différence, qui s'interprète comme étant le taux de croissance en pourcentage d'une année à l'autre. Dans des spécifications alternatives, ils instrumentalisent les variations dans les demandes d'assurance-chômage pour approximer les conditions économiques.

Ils abordent aussi le problème de l'endogénéité provenant des critères choisis pour définir leurs cohortes : le statut d'habitation et la région de résidence. La problématique provient du fait que ces deux variables représentent un choix de la part du ménage et que celles-ci sont corrélées avec certaines caractéristiques individuelles. Dès lors, les individus des cohortes à l'intérieur du pseudo-panel ne sont plus indépendamment et identiquement distribués. Idéalement, si on voulait contrôler pour l'endogénéité relative à l'appartenance d'une cohorte, il faudrait estimer plusieurs équations conjointement avec l'équation de consommation d'Euler au niveau du ménage. Toutefois, comme les pseudo-panels ne sont pas des observations du même individu, il est impossible d'appliquer cette méthode (Campbell et Cocco, 2007). Les auteurs proposent trois méthodes afin de pallier cet inconvénient. Premièrement, à l'aide du British Household Panel Survey (BHPS) qui est une base de données longitudinales, ils estiment les tendances de mobilité pour les différentes cohortes. Deuxièmement, ils utilisent la durée de résidence à une première habitation pour définir les cohortes de jeunes propriétaires. Finalement, ils utilisent un modèle de cycle de vie qu'ils calibrent et dont ils utilisent les résultats pour évaluer le biais possible dans leurs estimations.

D'autre part, ils distinguent les changements prévisibles des prix de l'immobilier de ceux qui sont imprévisibles à l'aide d'une approche inspirée des tests de revenu permanent. Cette approche leur permet de constater qu'il y a présence d'hétérogénéité dans la réponse de la consommation car lorsque les variations de prix étaient prévisibles, l'augmentation de la consommation était plus prononcée chez les gens qui étaient déjà endettés plutôt que chez ceux qui ne l'étaient pas. Ce fait joue en faveur de l'hypothèse de limitation de la capacité d'endettement parce que la maison, qui agit à titre de garantie de prêt, a désormais une plus grande valeur. Cela permet donc un refinancement à des taux moindres qu'un prêt personnel et contribue de facto à stimuler la consommation.

2.3.2 Attanasio, Blow, Hamilton et Leicester (2009)

À l'opposé, Attanasio et coll. (2009), qui travaillent eux aussi avec des pseudo-panels créés à partir de la British Family Expenditure Survey (FES), obtiennent des conclusions aux antipodes de celles de Campbell et Cocco (2007). Attanasio et coll. (2009) obtiennent des propensions marginales à consommer supérieures pour les jeunes ménages plutôt que pour les ménages plus âgés, ce qui va à l'encontre de l'hypothèse de l'effet richesse. Contrairement à Campbell et Cocco (2007), leurs cohortes sont définies uniquement sur la base de l'âge afin d'éviter le problème d'endogénéité émanant du statut de résidence, puisque cette variable constitue un choix qui est nécessairement corrélé avec d'autres variables telles le revenu ou la taille de la famille. De plus, leur définition de la consommation englobe les biens durables, non durables et les services.

Par ailleurs, ils distinguent clairement les implications de l'hypothèse d'un effet de richesse de celles d'un facteur macroéconomique commun. Selon la théorie du cycle de vie, la première hypothèse aurait pour effet de favoriser les cohortes âgées, alors que sous la seconde ce sont les jeunes, pour qui l'espérance de vie restante est supérieure, qui devraient présenter des variations de consommation plus prononcées puisqu'ils anticipent profiter du choc positif sur une plus longue période (Attanasio et coll. 2009). C'est en estimant les sentiers de consommation pour chacune des cohortes qu'ils obtiennent des résultats cohérents avec ceux d'Attanasio et Weber (1994). Ces hypothèses ont aussi des implications différentes en ce qui a trait aux variations régionales du prix des maisons. L'effet de richesse implique que les propriétaires dans la région où les prix augmentent plus vite devraient consommer plus et les locataires moins. Par contre, si c'est un facteur commun qui fait hausser les prix d'une région, les gens qui sont les plus affectés par ce facteur devraient augmenter leur consommation, peu importe qu'ils soient propriétaires ou locataires (Attanasio et coll. 2009), d'où l'importance de contrôler pour les prix régionaux. Ils estiment la consommation en logarithme à l'aide d'un modèle de cycle de vie relativement simple. Ils comparent ensuite les écarts entre les valeurs prédites par leur modèle aux valeurs observées et refont cet exercice avec trois profils de consommation : les jeunes, les ménages adultes et les ménages âgés. Ils constatent que ce sont les jeunes qui contribuent le plus aux écarts sur la période 1978-2001. Ils concluent donc qu'il n'existe pas de relation de causalité entre le prix des

maisons et la consommation contrairement à ce que suggérerait l'hypothèse de l'effet de richesse.

Contrairement à Campbell et Cocco (2007), ils choisissent d'utiliser les variables de consommation et du prix des maisons en logarithme seulement, sans appliquer de première différence. Attanasio et coll. (2009) soutiennent que ces variables peuvent capter des caractéristiques importantes quant au niveau des ressources financières dont prévoit disposer un ménage sur le cycle de vie et quant aux conditions économiques régionales (Attanasio et coll. 2009) ; éléments qui ne seraient pas captés en première différence. De surcroît, ils préconisent cette forme fonctionnelle parce qu'elle correspond à une forme réduite qui est cohérente avec l'optique d'un modèle de cycle de vie et que les résidus s'identifient plus facilement dans une équation en niveau qu'en première différence (Attanasio et coll. 2009). Ces derniers en arrivent donc à la conclusion que la relation observée est plutôt due à un facteur macroéconomique inobservable lié à une conjoncture économique favorable comme suggéré par King et Pagano (1990).

D'autre part, ils ne contrôlent pas pour les revenus car dans un modèle de cycle de vie les revenus anticipés sont inclus dans le terme déterministe et la constante alors que les revenus non anticipés sont inclus dans les résidus de la régression (Attanasio et coll. 2009).

2.3.3 Disney, Gathergood et Henley (2010)

L'étude de Disney, Gathergood et Henley (2010), dont l'éditeur responsable est Orazio Attanasio, s'attaque au sujet avec le British Household Panel Survey (BHPS), une base de données longitudinales qui contient peu d'informations sur les dépenses des ménages. Cependant, le BHPS contient des informations détaillées concernant l'épargne et les actifs financiers détenus par les ménages. Ils vont donc inférer la consommation des ménages à partir des variations de l'épargne personnelle. La contribution de cet article se situe principalement dans le fait que le BHPS contient des informations sur les attentes financières des ménages, ce qui permet de contrôler pour les anticipations quant aux revenus futurs (Disney et coll. 2010), une variable qui est généralement omise dans les études précédentes. Cela permet aussi de distinguer clairement les chocs anticipés des chocs non anticipés sur la

richesse financière des ménages. Par contre, le fait de mesurer la consommation à travers l'épargne implique qu'on ne captera pas adéquatement l'impact chez les ménages qui font face à une contrainte d'emprunt, contrairement à lorsque mesuré avec la consommation. En effet, comme ces ménages sont déjà très endettés, ils ont typiquement une épargne nulle ou quasi inexistante, ce qui la rend difficilement quantifiable.

Le résultat clé de cette étude est que l'omission des attentes financières des ménages biaise les résultats à la hausse, augmentant les impacts d'autres facteurs sur la consommation tels les prix de l'immobilier. À l'opposé de leurs contemporains Engelhardt (1996) et Skinner (1994), les auteurs ne trouvent aucune asymétrie dans la réponse de la consommation face à une correction du marché immobilier. Néanmoins, ils obtiennent une forte asymétrie au niveau de la réponse des ménages qui n'ont pas terminé de rembourser leur hypothèque, ce qui vient renforcer la plausibilité de l'hypothèse d'une contrainte au niveau de la capacité d'emprunt des ménages.

2.3.4 Browning, Gørtz et Leth-Petersen (2011)

Quant à Browning, Gørtz et Leth-Petersen (2011), ils utilisent des données longitudinales du Danemark et constatent qu'un changement de prix non anticipé des maisons n'influence pratiquement pas les dépenses des ménages. Ils trouvent également que les jeunes ménages sont ceux qui réagissent le plus puisque leur capacité d'emprunt est en général plus utilisée que celle des ménages âgés qui ont souvent fini de rembourser leur hypothèque.

Leur base de données couvre la période de 1987 à 1996, ce qui leur permet de bien contrôler pour la libéralisation financière car la réforme qui a permis l'utilisation des prêts hypothécaires pour financer de la consommation courante a été adoptée en 1993 au Danemark. Cette opportunité leur permet de bien dissocier l'effet de richesse et la contrainte d'emprunt. D'autre part, ces chercheurs ne trouvent aucune relation entre l'évolution du prix des maisons et la consommation avant 1992, et ils ne constatent aucune variation de consommation chez les ménages plus âgés après 1993 (Browning et coll. 2011). Néanmoins, une relation positive entre les variations non anticipées du prix des maisons et de la

consommation chez les jeunes ménages émerge de leurs travaux, un fait qui joue en faveur de la contrainte de financement et contre celle d'un effet de richesse.

À l'instar de Campbell et Cocco (2007) et de Disney et coll. (2010), ces derniers estiment un prix des maisons qui suit un processus dynamique et leurs estimés confirment que le processus semble stationnaire. Cela implique que les chocs sur le marché immobilier n'ont pas d'impact permanent, et par le fait même, n'engendrent aucun d'effet de richesse permanent – si ce n'est que pour les ménages âgés qui s'apprêtent à sortir définitivement de ce marché (Browning et coll. 2011). Par ailleurs, les variations non anticipées des prix de l'immobilier n'expliquent pas réellement la corrélation entre les variations de consommation et celles du prix des maisons exception faite des jeunes ménages pour lesquels il semble y avoir une relation positive, puisqu'ils font généralement face à une contrainte d'endettement (Browning et coll. 2011).

2.3.5 Cristini et Sanz (2011)

Pour conclure, Cristini et Sanz (2011) ont procédé à un exercice de répliation de l'étude de Campbell et Cocco (2007) et de celle d'Attanasio et coll. (2009). Elles débutent avec une formulation à la Campbell et Cocco (2007) qu'elles transforment étape par étape, en comparant à chaque fois les résultats obtenus, pour finalement obtenir une forme fonctionnelle et des spécifications similaires à celles d'Attanasio et coll. (2009). Elles concluent que la différence entre les résultats obtenus semble provenir de la forme fonctionnelle estimée : Campbell et Cocco (2007) utilisent le logarithme de la consommation en première différence (équation de consommation d'Euler), alors qu'Attanasio et coll. (2009) utilisent le logarithme de la consommation en niveau. Selon elles, c'est l'équation d'Euler qui tend à générer des résultats cohérents avec l'hypothèse de l'effet de richesse, peu importe la forme fonctionnelle choisie (Cristini et Sanz, 2011).

2.4 Résumé

Peu importe l'étude, il semble toujours exister une hétérogénéité dans les réponses de la consommation face à l'évolution du prix des maisons, il y a donc de bonnes chances que ce phénomène soit aussi observable dans les données canadiennes. Comme le contexte canadien

permet l'accès à du crédit hypothécaire comme aux États-Unis et en Angleterre, nous nous attendons à ce que cette composante joue un rôle dans la relation d'intérêt.

De toutes les études présentées, le cadre d'analyse qui nous apparaît le plus approprié dans le contexte des microdonnées canadiennes est celui d'Attanasio et coll. (2009), qui, de par la simplicité des hypothèses, utilise des formes fonctionnelles n'impliquant aucun biais relatif aux critères de création des cohortes, à l'instar de Campbell et Cocco (2007) qui doivent calibrer un modèle cycle de vie impliquant une seconde base de données afin d'évaluer le biais potentiel à l'intérieur de leur analyse.

CHAPITRE III

LES DONNÉES

Les microdonnées confidentielles de l'Enquête sur les dépenses des ménages de Statistique Canada constituent le principal outil de cette analyse qui permet d'évaluer les variations de consommation des ménages en fonction de l'évolution du prix des maisons.

3.1 L'Enquête sur les dépenses des ménages

L'Enquête sur les dépenses des ménages (EDM), réalisée par Statistique Canada, est une enquête annuelle effectuée sur une base volontaire dans laquelle on recueille des informations sur les diverses dépenses auxquelles font face les ménages au cours d'une année. Les informations collectées au cours d'une année incluent notamment toute la consommation en biens et services durables et non durables, répartie selon plusieurs postes distincts ; tous les types de revenus, tous les types d'emprunts ainsi que les montants remboursés, les divers impôts à payer ; le type d'habitation et le mode d'occupation du logement. Cette enquête contient aussi des informations de nature sociodémographique concernant les ménages répondants afin de pouvoir mieux comprendre leurs habitudes de consommation. Par ailleurs, les données de l'EDM servent entre autres au calcul du produit intérieur brut par le Système des comptes économique nationaux (SCEN) de Statistique Canada ainsi qu'à mettre à jour les poids utilisés dans le calcul de l'indice des prix à la consommation (IPC).

L'Enquête sur les dépenses des ménages est formée de coupes transversales répétées, ce qui implique que les individus sélectionnés ne sont pas les mêmes d'une année à l'autre. Il

est donc impossible de suivre l'évolution d'un même individu au fil des ans contrairement à une base de données longitudinales où une personne est interrogée chaque année sur une période de temps définie. Néanmoins, ce type de base de données a l'avantage de ne pas souffrir d'attrition et, en général, de contenir un plus grand nombre d'observations qu'une base de données longitudinales.

L'échantillon de cette enquête est « stratifié à plusieurs degrés choisis à partir de la base de sondage de l'Enquête sur la population active (EPA). [...] La sélection de l'échantillon est faite en deux étapes : la sélection de grappes (petites aires géographiques) [...] et la sélection de logements dans les grappes » (EDM, 2006). La base de sondage de l'Enquête sur la population active est majoritairement fondée sur le recensement, dont la base d'échantillonnage est la population canadienne en entier. Aussi, afin d'assurer une représentativité adéquate de la population, les catégories de personnes suivantes sont exclues de l'enquête :

« Les personnes qui vivent dans des réserves indiennes et terres de la Couronne (à l'exception des territoires) ; les représentants officiels de pays étrangers qui vivent au Canada et leur famille ; les membres d'ordres religieux et d'autres groupes vivant en communauté ; les membres des Forces canadiennes vivant dans des camps militaires ; et les personnes qui vivent à plein temps dans les institutions : par exemple, les détenus des pénitenciers et les malades chroniques qui vivent dans des hôpitaux et dans des établissements de soins de longue durée. » (EDM, 2006).

Afin d'obtenir des statistiques descriptives et des résultats qui offrent un portrait plus juste de la population canadienne, Statistique Canada effectue l'*étalonnage des poids*. Cette procédure tient compte du fait que la prépondérance de certains ménages dans l'échantillon de l'EDM n'est pas nécessairement la même qu'au sein de la population. Les ménages typiques sont en général échantillonnés moins souvent que certains ménages atypiques puisque ceux-ci présentent des caractéristiques relativement similaires. Ces derniers se voient donc attribuer un poids échantillonnal supérieur à leur représentativité dans l'échantillon de l'enquête.

Dans le but de préserver la fiabilité des données, lorsqu'un ménage prétend avoir consommé un certain bien sans en fournir la somme exacte, la somme est imputée d'après la

méthode du plus proche voisin de Statistique Canada qui assure une meilleure concordance dans les données. De plus, les personnes qui habitent à l'extérieur du domicile « familial », comme les étudiants, sont comptabilisées à l'intérieur de celui-ci pour éviter les répétitions et biaiser les données.

Bien qu'une version de l'EDM soit disponible au grand public, le recours à la version confidentielle, disponible au Centre interuniversitaire québécois de statistiques sociales (CIQSS), s'est avéré nécessaire puisque la version « à grande diffusion » ne fournissait pas l'âge du répondant principal. Ce type de censure dans les fichiers de microdonnées publics est fréquemment utilisé par Statistique Canada dans le but de respecter les règles de protection de la vie privée. Cela dit, cette variable est essentielle puisqu'elle constitue le critère d'identification retenu pour créer les cohortes du pseudo-panel.

La période choisie pour l'analyse comprend les années 1997 à 2009. Il aurait été intéressant de réaliser l'étude sur une plus longue période, cependant l'intégration de l'Enquête sur les dépenses des familles (FAMEX) au sein de l'EDM en 1997 a entraîné d'importantes modifications dans le processus de réalisation de l'enquête, ce qui rend la comparabilité avec les années antérieures à 1997 complexe. Le questionnaire de l'EDM a également subi des modifications au fil des ans sur la période analysée, ce qui justifie l'absence de variables pertinentes à notre analyse comme l'éducation. Cette variable était présente avant 1999 et a été réintroduite en 2003. Or, l'exclusion des années 1999 à 2002 ne peut être envisagée car ce sont des années charnières en ce qui a trait au niveau de l'évolution des prix de l'immobilier.

L'ajout d'une variable d'éducation dans notre modèle aurait été souhaitable car cette composante du capital humain est corrélée positivement avec la richesse dont disposera un ménage au cours de sa vie ainsi qu'avec l'adoption de saines habitudes de vie (Attanasio et coll. 2009). L'inclusion de cette variable aurait donc permis de contrôler pour une certaine attrition au niveau de l'échantillonnage des ménages âgés étant donné que l'espérance de vie est directement liée aux saines habitudes de vie (Attanasio et coll. 2009). Toutefois, étant donné que le sous-échantillon est borné à 75 ans et que l'espérance de vie dépasse 75 ans depuis 1990, nous considérons que le biais dû à cette attrition est relativement négligeable.

3.2 Indice du prix des maisons

La méthodologie retenue consiste à associer l'indice ou le prix de l'immobilier choisi à chacune des observations en fonction de l'année et de la province de résidence. Ce procédé a pour avantage de limiter l'introduction d'erreurs de mesure liées à l'imputation d'un prix selon les caractéristiques du logement.

Il existe trois agences qui publient des indices ou des prix officiels de l'immobilier au Canada : Statistique Canada, Teranet en partenariat avec la Banque Nationale du Canada et l'Association canadienne de l'immeuble (ACI).

3.2.1 Indice des prix des logements neufs

Statistique Canada publie l'Indice des prix des logements neufs (IPLN) dont l'information est obtenue auprès des promoteurs immobiliers qui sont dans l'obligation de participer à cette enquête. Les prix de vente au marché de la propriété et du terrain sont enregistrés afin d'en faire un indice groupé ainsi que deux indices séparés.

De plus, pour qu'elles soient comptabilisées, les maisons doivent présenter les mêmes caractéristiques pendant deux enquêtes de suite. Les prix sont aussi ajustés pour les variations de qualité afin de « mesurer l'évolution des prix des maisons identiques d'une période à l'autre » (IPLN, 2012) et non pas mesurer l'amélioration au niveau de la qualité. Toutefois, cet indice ne prend pas en considération la tendance du prix des maisons déjà existantes.

3.2.2 Teranet

L'indice Teranet – Banque Nationale prend en compte l'effet de composition dans le calcul de l'indice et inclut tant les nouvelles constructions et que les constructions existantes, ce qui est conforme avec notre cadre d'analyse. Le calcul de l'indice est fondé sur la méthode des ventes répétées selon laquelle une habitation doit être observée au moins deux fois pour être ajoutée au calcul de l'indice. De plus, l'habitation ne doit pas avoir subi de modifications majeures, ni avoir été revendue fréquemment durant la période afin de comptabiliser

l'évolution des prix uniquement et ne pas incorporer au prix d'autres facteurs qui affectent ce dernier.

L'indice Teranet – Banque Nationale offre deux indices : le composite 6 et le composite 11. Le premier s'appuie sur les données des six plus grands centres urbains au Canada et le second, sur celles de onze grands centres urbains à travers le Canada. Un problème émerge avec l'utilisation de ces indices puisque certaines provinces ont deux villes répertoriées alors que d'autres comme la Saskatchewan, le Nouveau-Brunswick, Terre-Neuve et l'Île-du-Prince-Édouard n'ont aucune ville pour les représenter. Ces deux indices ne peuvent donc pas être retenus car la méthodologie requiert un indice pour chacune des dix provinces. L'indice au niveau national pourrait toutefois être utilisé à titre d'analyse de robustesse.

3.2.3 Prix moyen de l'Association canadienne de l'immeuble

Le prix des maisons retenu est celui de l'Association canadienne de l'immeuble (ACI) qui inclut les prix de toutes les propriétés qui transitent par le Service Inter-Agence (SIA), c'est-à-dire toutes les propriétés vendues par un courtier immobilier. Le SIA est aussi connu sous l'acronyme anglais MLS (Multiple Listing Service). Ce service inclut majoritairement des maisons déjà existantes sur le marché de même que certaines nouvellement construites. Contrairement à l'IPLN, où les promoteurs doivent fournir les prix de vente à Statistique Canada, ce ne sont pas toutes les nouvelles constructions qui transigent par les services d'un courtier. De plus, une habitation est un bien qui entre dans une catégorie à part puisque généralement sa durée de vie excède celle du propriétaire. Pour cette raison, il serait inapproprié de ne pas inclure les habitations de seconde main.

L'indice du prix des maisons disponible sur le site web de l'ACI ne permettait pas de remonter jusqu'à 1997. Une requête privée s'est donc avérée nécessaire afin d'obtenir les informations sous forme de prix moyens pour chaque province et pour le Canada au niveau national. Le fait d'avoir un prix et non pas un indice est en soi un avantage selon Attanasio et coll. (2009), puisque dans un modèle de cycle de vie, le niveau du prix peut procurer des informations concernant les perspectives de revenus futurs. À l'opposé, un indice de prix décrit une tendance mais ne fournit aucune information concernant le niveau nominal de la

variable, étant donné qu'il n'est pas exprimé sous la même unité de base que la variable dépendante, en l'occurrence la consommation en dollar. Pour toutes ces considérations, ce sont les prix moyens du MLS fournis par l'ACI qui sont utilisés dans l'analyse.

3.3 Indice des prix à la consommation (IPC)

Afin de permettre une comparabilité, toutes les variables exprimées en dollars courants ont été transformées en dollars réels de 2002. Pour ce faire, nous avons eu recours aux indices des prix à la consommation (IPC) provinciaux désaisonnalisés, à l'exception du prix moyen des maisons pour le Canada où l'IPC national désaisonné a été utilisé.

Cette décision est motivée par la variabilité de l'évolution des prix à l'intérieur de chacune des provinces. Le fait de contrôler pour les provinces permet de capter la situation économique régionale de ces dernières et, comme l'inflation est grandement liée à la croissance économique, il est plus précis d'utiliser les dollars réels par rapport à l'inflation provinciale que par rapport à l'inflation nationale.

3.4 Création du sous-échantillon

Le sous-échantillon est composé du répondant principal de chaque ménage ayant participé à l'enquête durant l'année complète et étant âgé de 20 à 75 ans. La littérature recommande d'exclure les personnes très âgées car leur taux d'escompte peut augmenter drastiquement en fonction de la précarité de leur état de santé. Le cas échéant, les personnes présentant une condition de santé précaire pourraient augmenter considérablement leur consommation, ce qui biaiserait les résultats obtenus (Campbell et Cocco, 2007).

Même si l'EDM contient des observations pour les gens habitant les territoires du Nord-Ouest, le territoire du Yukon et le Nunavut, l'analyse se limite aux régions plus représentatives en termes de population et du prix des maisons, c'est-à-dire les dix provinces canadiennes. L'EDM tient compte de près de 98% de la population canadienne, excluant les territoires.

Par construction, l'EDM admet des niveaux de consommation et des revenus négatifs suite à des variations négatives de l'actif, par exemple les ventes de véhicules moteurs ou récréatifs. Pour cette raison, on exclut les ménages ayant un revenu annuel inférieur à 1000 \$, une consommation annuelle inférieure à 1000 \$ ou supérieure à 150 000 \$ afin d'éliminer les observations aberrantes. Par ailleurs, la variable de consommation utilisée tout au long de l'analyse exclut toutes les dépenses relatives au logement, car celles-ci sont généralement corrélées avec la valeur de la maison.

CHAPITRE IV

MÉTHODOLOGIE

Le cadre d'analyse de ce mémoire s'appuie essentiellement sur une étude détaillée des statistiques descriptives ainsi que sur une forme réduite d'un modèle de cycle de vie à partir duquel quatre spécifications alternatives sont développées. Ces quatre spécifications intègrent des interactions entre différentes fonctions des prix de l'immobilier au niveau régional des maisons et chaque groupe d'âge afin d'évaluer l'évolution des coefficients et des résidus pour chacun des groupes.

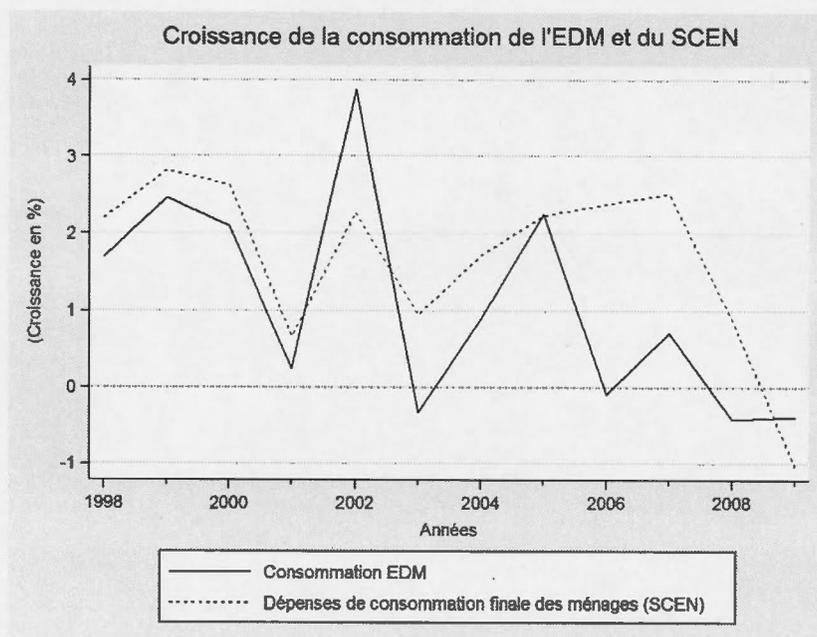
L'objectif est de vérifier s'il existe une relation entre l'évolution des prix de l'immobilier et la consommation au sein de certaines tranches d'âge de la population, afin de déterminer si les variations de consommation sont dues à un effet de richesse, à l'endettement ou à un facteur macroéconomique inobservable.

Dans le cas d'un effet de richesse, ce seraient les ménages composés de personnes âgées qui, suite à une augmentation de la valeur de leur propriété, afficheraient les plus grandes variations de consommation. Selon les autres hypothèses, ce sont les jeunes, et possiblement les adultes, qui devraient présenter une plus grande variabilité au niveau des dépenses de consommation.

4.1 Qualité des données

Comme l'objectif de ce mémoire est d'expliquer une relation observée au niveau macroéconomique à l'aide de microdonnées, il est important de s'assurer que l'évolution de la consommation agrégée provenant du Système des comptes économiques nationaux (SCEN) et celle agrégée à partir de l'EDM présentent sensiblement les mêmes tendances. Dans le cas contraire, il pourrait y avoir d'autres raisons que celles que nous investiguons pour expliquer les variations de consommation.

La figure 4.1 présente l'évolution des taux de croissance de la consommation mesurés par l'EDM et par le SCEN. De 1998 à 2009, la croissance de la consommation de l'EDM suit une tendance relativement similaire à la consommation agrégée de Statistique Canada, à l'exception de l'année 2006 où l'EDM présente une chute marquée tandis que le SCEN continue de croître.



Source : Statistique Canada⁶ et calculs de l'auteur avec les données pondérées de l'EDM.

Figure 4.1 Comparaison des taux de croissance de la consommation selon l'EDM et le SCEN

⁶ Tableau 380-0067, série V61989072.

L'EDM présente aussi une plus grande volatilité, ce qui est conforme aux attentes relatives à l'agrégation de microdonnées. Cependant, la croissance de 2006 semble problématique par rapport aux données agrégées car les effets de la crise financière n'avaient pas encore atteint les consommateurs à cette époque.

À des fins de robustesse, les résultats ont été produits en double exemplaire, c'est-à-dire en incluant et en excluant 2006 pour vérifier que les tendances sont similaires, indépendamment de cette incongruité dans les données. Les résultats excluant 2006 sont présentés uniquement s'il y a une divergence au niveau de l'interprétation.

4.2 Statistiques descriptives

Dans un même ordre d'idées, l'analyse des statistiques descriptives a pour objectif de vérifier que la relation entre la consommation et le prix des maisons, qui a tout d'abord été identifiée en macroéconomie, se retrouve aussi dans les microdonnées.

Afin d'analyser l'évolution de la consommation en fonction des prix de l'immobilier par groupe d'âge, les ménages sont séparés selon les mêmes catégories qu'Attanasio et coll. (2009), c'est-à-dire en trois catégories créées à partir de l'âge du répondant principal : 20 à 34 ans, 35 à 59 ans et 60 à 75 ans. Tout au long de l'analyse, nous référerons à ces groupes comme étant respectivement les jeunes, les adultes et les âgés.

L'évolution du prix des maisons est ensuite comparée à l'évolution de la consommation de chaque groupe d'âge, ainsi qu'à celle des propriétaires et des locataires.

4.3 Les hypothèses

Pour ce mémoire, les hypothèses considérées pour expliquer l'augmentation de la consommation sont les suivantes :

- 1- Effet de richesse direct ;
- 2- Augmentation de la capacité d'emprunt par l'entremise de la propriété qui sert de garantie de prêt. En général, cette situation concerne plutôt les jeunes et les adultes

qui sont plus susceptibles de faire face à une variabilité marquée au niveau de leurs revenus ou à une contrainte d'endettement ;

3- Facteurs macroéconomiques inobservables et communs à la hausse des prix de l'immobilier et de la consommation :

- révisions à la hausse des anticipations concernant la productivité ;
- révisions à la hausse des anticipations concernant les revenus futurs ;
- tout autre facteur contribuant à l'amélioration des conditions économiques.

La libéralisation financière n'est pas considérée puisqu'elle s'est produite à l'extérieur de la période à l'étude avec les données canadiennes.

4.4 Pseudo-panel

L'analyse s'appuie sur un panel synthétique créé selon la méthodologie proposée par Browning, Deaton et Irish (1985) et Deaton (1985). Comme mentionné précédemment, l'EDM est une enquête à coupes transversales répétées, il est donc impossible de suivre l'évolution d'un même ménage dans le temps avec ce type d'enquête. Contrairement à des données en panel, cette méthode implique que l'effet de richesse pour chaque individu ne peut être estimé, cependant il est quantifiable pour chacune des cohortes créées. Bien qu'il aurait été digne d'intérêt de suivre l'évolution de la consommation de chacun des ménages dans le temps, cette approche a été privilégiée étant donné l'absence de bases de données longitudinales canadiennes sur le sujet.

Il aurait également été intéressant de construire les cohortes sur la base du mode d'habitation du ménage afin de comparer directement l'impact sur les propriétaires et sur les locataires. Toutefois, cette approche aurait introduit un biais causé par l'endogénéité du critère de sélection qui constitue une décision de la part des ménages : choisir de devenir propriétaire ou non. Cette décision est généralement corrélée avec d'autres variables qui sont elles-mêmes corrélées avec la consommation, notamment le revenu du ménage. Pour cette raison, la méthodologie retenue est celle d'Attanasio et coll. (2009) qui utilise l'année de naissance du répondant principal pour créer les cohortes du panel synthétique. Ce critère assure l'exogénéité des cohortes, car la date de naissance n'est pas corrélée avec les variables

explicatives de l'individu. Les cohortes ont donc été créées sur la base d'intervalles de cinq ans, c'est-à-dire de 1922 à 1926, de 1927 à 1931, de 1932 à 1936, jusqu'à 1987 à 1991, pour un total de quatorze cohortes.

Avec un échantillon de taille finie, il aurait été nécessaire de recourir à des estimateurs « errors-in-variable » afin de corriger pour le biais d'estimation, mais comme toutes les cohortes contiennent au minimum 100 observations, il est admis que la moyenne échantillonnale constitue une bonne approximation de la moyenne de la population⁷⁸⁹. Il devient donc possible d'inférer des relations concernant les comportements d'une cohorte comme avec des données longitudinales (Deaton, 1985). Ceci permet l'estimation des effets marginaux des cohortes en ajoutant une variable dichotomique pour chaque cohorte dans la régression.

4.5 Les régressions¹⁰

La méthodologie employée consiste à estimer le profil d'âge des ménages afin d'estimer leur profil de consommation et ainsi obtenir des sentiers de consommation pour chacune des cohortes. Le profil d'âge tient compte des caractéristiques qui influencent la consommation comme l'âge, la date de naissance, la taille du ménage et la présence de jeunes enfants.

4.5.1 Le modèle de base

La régression de base s'inspire d'une forme réduite d'un modèle de cycle de vie correspondant à la spécification d'Attanasio et coll. (2009), où la consommation à chaque période t correspond à une fraction de la richesse totale sur le cycle de vie :

$$C_t^h = \kappa(\text{age}^h) * W^h * \exp(\varepsilon_t^h) \quad (1)$$

⁷ À l'exception de la cohorte 1977-1981 qui contient 54 observations en 1997.

⁸ À l'exception de la cohorte 1982-1986 qui contient 51 observations en 1998.

⁹ À l'exception de la cohorte 1987-1991 qui contient 29 observations en 2007.

¹⁰ Cette section de la méthodologie est basée sur le texte de Attanasio et coll. (2009).

Où C_t^h est la consommation du ménage h à la période t , $\kappa(\text{age}^h)$ est une fonction de l'âge qui englobe plusieurs facteurs socio-économiques, W^h est la richesse totale sur le cycle de la vie actualisée au taux d'escompte du ménage h et ε_t^h sont les résidus du modèle. La richesse totale (W^h) inclut le capital humain, la richesse financière nette, les régimes de retraite et la richesse immobilière. La fonction d'âge et la richesse totale sont des variables qui dépendent uniquement du profil d'âge et non pas de la période courante, ce qui explique l'absence d'indice t pour ces deux variables.

Selon ce cadre d'analyse, les résidus sont assimilables à des innovations au niveau du revenu permanent et à des chocs transitoires sur le revenu de la période courante, ce qui explique les variations de consommation des individus (Attanasio et coll. 2009). Comme le mentionnent Attanasio et coll. (2009), ces résidus, qui peuvent contenir de l'erreur de mesure au niveau de la consommation, sont corrélés entre les individus et varient selon les caractéristiques démographiques et les préférences des ménages. Nous allons donc utiliser les mêmes hypothèses que les auteurs et poser que les résidus ont une espérance nulle et qu'ils ne sont pas corrélés avec les variables explicatives ni avec la tendance déterministe présente dans les séries temporelles de consommation, afin d'être en mesure de séparer les effets d'âge, de cohortes et de temps pour obtenir la forme fonctionnelle en (2).

$$\ln C_t^h = f(\text{age}^h) + \gamma' z_t^h + \ln W^h + \varepsilon_t^h \quad (2)$$

La transformation en logarithme a l'avantage de linéariser la fonction de consommation et de permettre l'estimation des coefficients par la méthode des moindres carrés ordinaires. $f(\text{age}^h)$ est une fonction de l'âge du répondant principal allant d'un polynôme de premier degré jusqu'à un polynôme de cinquième degré dans le but d'estimer le plus adéquatement possible le profil d'âge des ménages afin de capter les variations potentielles du taux d'escompte, étant donné les implications de ce facteur sur le profil de consommation. z_t^h est un vecteur de caractéristiques démographiques du ménage « h » dont le type de ménage (célibataire, couple sans enfant, couple avec enfant(s), famille monoparentale, etc.), le nombre d'adultes dans le ménage, une variable dichotomique indiquant la présence de plus de deux adultes, une série de variables dichotomiques indiquant l'âge du plus jeune enfant dans

le ménage, la province de résidence lors de l'enquête et le statut d'emploi (temps plein, temps partiel ou n'a pas travaillé). Ces caractéristiques sont les principales composantes expliquant les besoins en consommation d'un ménage selon son profil d'âge.

Aussi, aucun terme de revenus n'est inclus dans cette spécification car avec un modèle de cycle de vie, les revenus anticipés sont inclus dans le terme déterministe W^h et la constante, alors que les revenus non anticipés se retrouvent dans les résidus ε_t^h (Attanasio et coll. 2009). L'objectif de cette méthodologie est d'analyser l'évolution des résidus afin de savoir si celle-ci est liée aux revenus futurs et/ou aux prix des maisons dans le but de vérifier laquelle ou lesquelles des hypothèses économiques expliquent le mieux les covariations entre le prix des maisons et la consommation (Attanasio et coll. 2009).

D'autre part, il n'y a aucun effet fixe pour les années dans les régressions puisque l'ajout de telles variables ne permettrait pas d'analyser l'évolution des résidus au fil des ans pour chacun des modèles. En effet, comme les données utilisées sont récoltées sur une base annuelle, l'inclusion des effets fixes des années dans les régressions impliquerait que les résidus annuels des régressions seraient nuls.

4.5.2 Modèle de base avec le pseudo-panel

Pour introduire la notion de pseudo-panel, nous prenons la moyenne de chacun des termes de l'équation (2) par rapport à chacune des cohortes et nous obtenons respectivement la moyenne échantillonnale de chacune des variables explicatives pour les ménages appartenant à la cohorte c .

$$\ln C_t^c = f(\text{age}^c) + \gamma' z_t^c + \alpha^c + \varepsilon_t^c \quad (3)$$

Où α^c comprend la moyenne du logarithme de la richesse totale sur le cycle de vie ($\ln W^c$) de chacun des ménages appartenant à la cohorte c , c'est-à-dire l'effet fixe pour la cohorte c .

Étant donné que le panel synthétique est créé à partir d'un nouvel échantillon d'individus chaque année, il est important de contrôler pour les variables qui sont généralement fixes sur le cycle de vie mais qui varient dans l'échantillon, de même que pour les variables qui évoluent sur le cycle de vie et qui affectent les besoins de consommation, afin d'obtenir des coefficients non biaisés des sentiers de consommation pour chacune des cohortes (Attanasio et coll. 2009). Le premier cas réfère à des variables telles que le sexe, la province de résidence, le statut du travail (temps plein, temps partiel, ne travaille pas), alors que le second cas réfère plutôt à la taille, au type de ménage et à la présence de jeunes enfants.

L'ajout de ces variables dans la régression est important afin d'obtenir des estimations non biaisées des profils d'âge, car ces variables pourraient évoluer différemment à travers les cohortes (Attanasio et coll. 2009), notamment en ce qui a trait à la hausse de l'âge moyen des parents à la naissance de leur premier enfant et la diminution du nombre moyen d'enfants par famille. Dans un même ordre d'idées, dans la version simplifiée du modèle de cycle de vie, les ménages ont tendance à maintenir l'utilité marginale de la consommation constante période en période, ce qui implique que des ménages de tailles différentes pourraient faire face à différentes utilités marginales pour un même niveau de consommation (Attanasio et coll. 2009).

Comme Attanasio et coll. (2009), nous faisons l'hypothèse que les sentiers de consommation évoluent de la même façon pour toutes les cohortes, à l'exception des effets fixes de cohortes, qui représentent les écarts de richesse disponibles entre les différentes cohortes, des variables directement reliées aux besoins de consommation, considérant que ces dernières ont le même impact sur la décision de consommation pour toutes les cohortes. Ces hypothèses permettent d'estimer l'équation (4) pour les cohortes ou pour les individus, où l'indice ch indique le ménage h appartenant à la cohorte c :

$$\ln C_t^{ch} = \alpha^c + f(\text{age}^c) + \gamma' z_t^{ch} + \varepsilon_t^c + u_t^{ch} \quad (4)$$

L'équation (4) constitue le modèle de référence utilisé pour estimer les sentiers de consommation dans la figure 7. Étant donné que l'estimation se fait en observant plusieurs cohortes sur une longue période de temps, nous faisons l'hypothèse que l'espérance de ε_t^c , les résidus propres aux cohortes, est nulle, ce qui permet d'analyser l'évolution des résidus des ménages u_t^{ch} (Attanasio et coll. 2009).

4.5.3 Modèles avec interactions au niveau des groupes d'âge

Les spécifications subséquentes incluent des interactions entre différentes fonctions des prix régionaux des maisons et les variables dichotomiques des trois groupes d'âge. Ces dernières suivent la forme fonctionnelle de l'équation (5).

$$\ln C_t^{ch} = \alpha^c + f(\text{age}) + \gamma' z_t^{ch} + \theta_Y \cdot g(\text{hp}_t^r) Y_t^{ch} + \theta_M \cdot g(\text{hp}_t^r) M_t^{ch} + \theta_O \cdot g(\text{hp}_t^r) O_t^{ch} + \varepsilon_t^c + u_t^{ch} \quad (5)$$

Où Y_t^{ch} correspond à la variable dichotomique de groupe d'âge des jeunes, $g(\text{hp}_t^r)$ à une fonction des prix régionaux des maisons, en l'occurrence la province de résidence du ménage répondant, et θ_Y au coefficient de l'interaction entre les jeunes ménages et les prix des maisons. De façon analogue, M et O sont les indices respectifs des ménages adultes et âgés. L'utilisation des prix provinciaux de l'immobilier est justifiée par le fait que leur évolution reflète mieux les conditions économiques propres à une région, ce qui fournit de l'information supplémentaire en comparaison à l'utilisation de prix nationaux (Campbell et Cocco, 2007 et Attanasio et coll. 2009).

Étant donné les hypothèses considérées pour expliquer la dynamique entre les prix des maisons et la consommation, les résultats des coefficients θ ne peuvent pas être interprétés comme un effet causal du prix des maisons sur la consommation car ils pourraient aussi refléter les impacts d'un facteur macroéconomique qui leur serait commun (Attanasio et coll. 2009). L'objectif est de comparer la façon dont les trois groupes réagissent à chacune des spécifications et de déduire, selon les comportements décrits dans la revue de littérature, la ou les hypothèses qui expliquent le mieux ces comportements.

4.5.3.1 Deuxième spécification : taux de croissance des prix

La deuxième spécification inclut le taux de croissance annuel des prix provinciaux des maisons, qui représente un potentiel de gain en capital par rapport à l'année précédente chez les ménages propriétaires. Ce gain potentiel d'une année à l'autre pourrait inciter les ménages propriétaires à consommer davantage, soit par un effet de richesse direct ou par l'entremise d'un accès à du crédit hypothécaire supplémentaire. Un effet opposé pourrait possiblement être observé chez certains propriétaires dépendamment de l'importance accordée à l'accumulation de richesse destinée à être transmise à la prochaine génération.

L'effet pourrait toutefois être ambigu chez les locataires, car un phénomène de découragement pourrait émerger suite à une forte appréciation de l'immobilier de sorte que certains n'envisageraient plus de devenir propriétaires. Ce phénomène pourrait engendrer un effet de substitution qui diminuerait l'épargne en vue de la consommation immobilière et augmenterait la consommation courante.

D'autre part, la hausse des prix pourrait aussi être due à une embellie des conditions économiques en général, qui engendrerait à la fois une appréciation de l'immobilier et une augmentation de la consommation.

4.5.3.2 Troisième spécification : niveau des prix

La troisième spécification tient compte du niveau des prix de l'immobilier en logarithme, qui comme mentionné dans la revue de littérature, pourrait capter des informations supplémentaires relatives à la richesse dont un ménage prévoit disposer au cours de sa vie. L'inclusion de cette variable dans le modèle pourrait permettre de mesurer une portion de la richesse totale anticipée qui ne serait pas prise en compte par les effets fixes de cohortes. Cette spécification a pour objectif de mieux identifier les effets de richesse purs car selon la théorie du revenu permanent, le niveau des ressources financières affecterait le niveau de consommation, une information qui ne serait pas captée en première différence comme dans la spécification précédente (Attanasio et coll. 2009).

Comme les prix provinciaux reflètent aussi les conditions économiques, ceux-ci pourraient aussi être reliés au revenu permanent par une augmentation de la productivité et de l'activité économique dans la région, ce qui jouerait en faveur de l'hypothèse d'un facteur macroéconomique commun (Attanasio et coll. 2009).

4.5.3.3 Quatrième spécification : variations anticipées et non anticipées des prix

La quatrième spécification a pour objectif de comparer les effets des variations anticipées et non anticipées du prix des maisons. Les prix anticipés proviennent d'une forme réduite estimée à l'aide de la province de résidence, du logarithme du taux d'intérêt réel¹¹ et du logarithme du revenu disponible moyen¹². Les variations non anticipées des prix correspondent donc aux résidus de cette forme réduite. Par la suite, les prix anticipés (hp_t^r) et les résidus ($résid_t^r$) de la forme réduite sont ajoutés à la régression finale selon l'équation (6) afin de voir comment chaque groupe d'âge réagit face à ces deux types de variations.

$$\begin{aligned} \ln C_t^{ch} = & \alpha^c + f(age) + \gamma' z_t^{ch} + \theta_Y^A \cdot g(hp_t^r) Y_t^{ch} + \theta_M^A \cdot g(hp_t^r) M_t^{ch} + \theta_O^A \cdot g(hp_t^r) O_t^{ch} \\ & + \theta_Y^{NA} \cdot g(résid_t^r) Y_t^{ch} + \theta_M^{NA} \cdot g(résid_t^r) M_t^{ch} + \theta_O^{NA} \cdot g(résid_t^r) O_t^{ch} \\ & + \varepsilon_t^c + u_t^{ch} \end{aligned} \quad (6)$$

Où les exposants A et NA au-dessus des coefficients θ réfèrent respectivement aux des variations anticipées et non anticipées des prix, pour chacun des groupes d'âge.

Cette régression a pour objectif d'évaluer dans quelle proportion ces deux types de variations des prix exercent un impact sur la consommation. Selon le modèle de cycle de vie, les premières devraient être prises en compte dans la fonction de consommation, alors que les secondes modifieraient la décision de consommation puisque les variations non anticipées des prix sont captées par le terme d'erreur.

¹¹ Le taux d'intérêt réel provient des données de la Banque Mondiale, obtenu sur le site : <http://perspective.usherbrooke.ca/bilan/servlet/BMTendanceStatPays?langue=fr&codePays=CAN&codeTeme=2&codeStat=FR.INR.RINR>.

¹² Les résultats de l'estimation de la forme réduite des prix de l'immobilier est présentée dans l'annexe A, sous le tableau A.3.

4.5.3.4 Cinquième spécification : mode d'occupation du logement

La dernière spécification a pour but de tester les variations de consommation entre les propriétaires et les locataires. Celle-ci inclut des variables d'interaction pour la croissance du prix des maisons entre les propriétaires et les locataires, une variable dichotomique pour le mode d'occupation du logement et une autre pour la présence d'une hypothèque. La variable dichotomique du mode d'habitation capte le fait d'être propriétaire ainsi que les autres facteurs qui entrent dans la décision de devenir propriétaire et qui ont un impact sur la consommation, permettant aux variables d'interaction de capter adéquatement la relation d'intérêt.

$$\begin{aligned} \ln C_t^{ch} = & \alpha^c + f(\text{age}) + \gamma' z_t^{ch} + \theta_P \cdot g(\text{hp}_t^r) P_t^{ch} + \theta_L \cdot g(\text{hp}_t^r) L_t^{ch} \\ & + \beta_1 \cdot P_t^{ch} + \beta_2 \cdot \text{hypothèque}_t^{ch} + \varepsilon_t^c + u_t^{ch} \end{aligned} \quad (7)$$

L'équation (7) illustre cette dernière spécification, où les indices P et L réfèrent au mode d'occupation du logement, c'est-à-dire propriétaire ou locataire, de même que DP_t^{ch} et DL_t^{ch} correspondent aux variables dichotomiques du mode d'occupation.

Comme cette spécification est fondée sur le mode d'occupation du logement qui est potentiellement endogène, Attanasio et coll. (2009) recommandent d'y accorder moins d'importance qu'à celles qui précèdent. Toutefois, cette dernière peut être utilisée de façon complémentaire avec la deuxième spécification, afin de détecter si la présence d'une contrainte d'endettement expliquerait les variations de consommation.

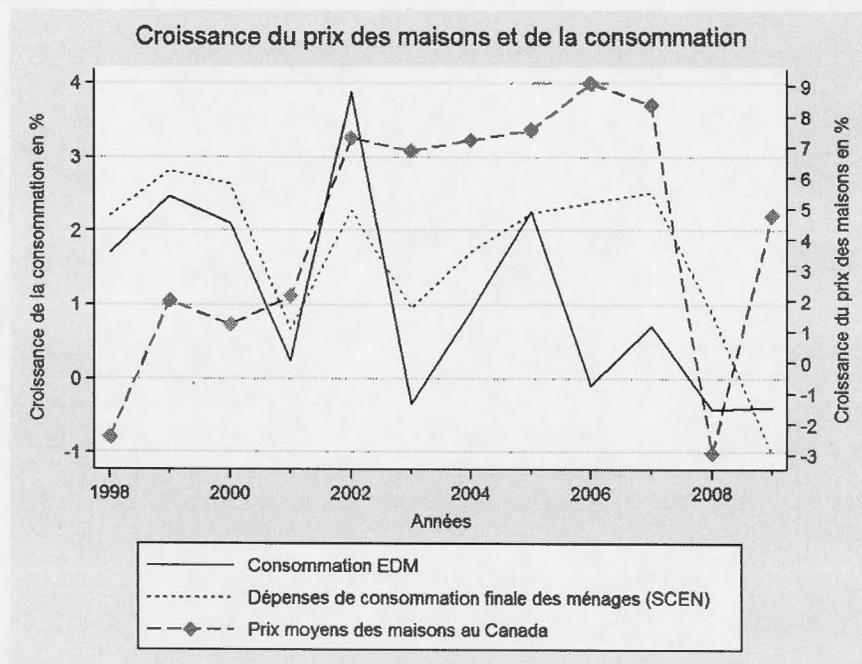
CHAPITRE V

ANALYSE DES RÉSULTATS

Le principal objectif de l'analyse des résultats est de déterminer les causes des variations de consommation à l'aide d'un modèle de cycle de vie. Une attention particulière sera accordée aux résidus des régressions dans le but de déterminer comment se comportent les ménages jeunes, adultes et âgés, en vérifiant quelle proportion des variations de consommation est expliquée par l'ajout des différentes fonctions du prix des maisons. L'analyse du signe et de l'amplitude des coefficients estimés pour les variables d'interaction entre les prix provinciaux des maisons et les groupes d'âge constitue les résultats clés de ce mémoire afin d'expliquer la procyclicité des prix de l'immobilier et de la consommation.

5.1 Statistiques descriptives

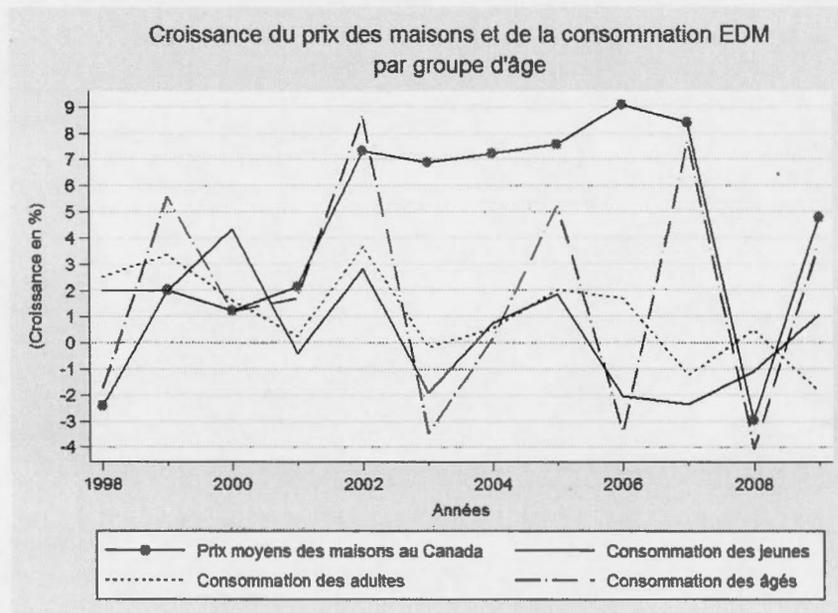
La figure 5.1 présente la croissance de la consommation de l'EDM et celle des dépenses de consommation finale des ménages du SCEN avec la croissance du prix moyen des maisons au Canada. Comme mentionné dans la méthodologie, les données de l'EDM varient un peu plus que celles du SCEN, mais la correspondance entre les croissances de la consommation et du prix des maisons est assez élevée. Nous remarquons une relation plus forte entre le prix des maisons et la consommation du SCEN, notamment en raison des écarts entre l'EDM et le SCEN pour les années 2002, 2003 et 2006 à 2008.



Source : Calculs de l'auteur avec les données pondérées de l'EDM, Statistique Canada et ACI.

Figure 5.1 Croissance du prix moyen des maisons au Canada et croissance de la consommation mesurée par l'EDM et le SCEN

La figure 5.2 présente les croissances du prix des maisons et de la consommation des ménages en fonction des groupes d'âge. On constate que ce sont les ménages âgés qui présentent les variations de consommation les plus fortes par rapport aux variations du prix des maisons. L'évolution de la consommation des jeunes semble présenter une variabilité légèrement supérieure à celles des ménages adultes, mais moindre que celle des ménages âgés. À partir de 2005, les jeunes et les adultes affichent des croissances négatives, ce qui est peut-être attribuable à l'augmentation soutenue du prix des maisons. Cette appréciation de l'immobilier les obligerait possiblement à réduire leur consommation afin d'amasser la mise de fonds minimale requise dans le but de devenir propriétaire. Contrairement aux ménages âgés, les ménages adultes envisagent parfois d'augmenter leur consommation en immobilier, et donc la hausse aurait le même impact qu'après des jeunes. Comme mentionné dans la méthodologie, les revenus des jeunes ménages sont souvent en proie à une variance plus élevée que les autres groupes.

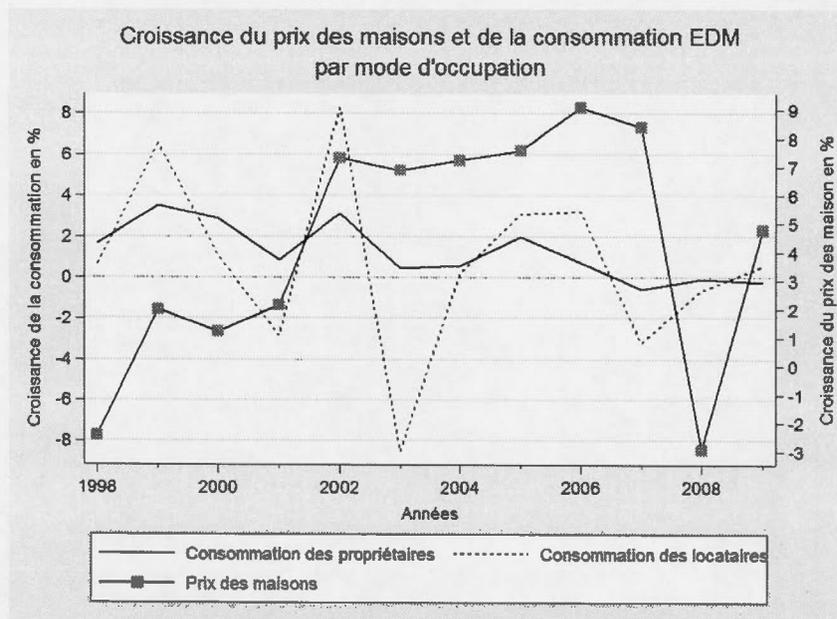


Source : Calculs de l'auteur avec les données pondérées de l'EDM et ACI.

Figure 5.2 Croissance du prix des maisons et croissance de la consommation par groupe d'âge¹³

La figure 5.3 montre des variations de consommation plus prononcées chez les locataires que chez les propriétaires avec un creux marqué en 2003, potentiellement un signe que les locataires ont intégré dans leurs anticipations le fait que la hausse du prix des maisons allait être durable. Lorsque nous séparons les propriétaires nets des propriétaires avec hypothèque comme sur la figure B.1 dans l'appendice B, nous constatons que les ménages avec une hypothèque ont la consommation la plus stable, suivis des propriétaires nets et des locataires. Cela s'explique probablement par le fait que les ménages avec hypothèque font face à une contrainte d'endettement plus importante et ont donc un budget moins flexible.

¹³ La croissance de la consommation de l'EDM est présentée par groupe d'âge, où les jeunes sont âgés de 20 à 34 ans, les adultes de 35 à 59 ans et les âgés de 60 à 75 ans.



Source : Calculs de l'auteur avec les données pondérées de l'EDM et ACI.

Figure 5.3 Croissance du prix des maisons et croissance de la consommation par mode d'occupation du logement

5.2 Les Régressions

Comme mentionné dans la méthodologie, toutes les régressions contiennent les variables dichotomiques suivantes : les effets fixes de cohortes, la province de résidence, des polynômes du premier au cinquième degré pour l'âge du répondant principal, huit types de ménages différents, la présence de plus de deux adultes dans le ménage, l'âge du plus jeune enfant dans le ménage et le statut de travail du répondant principal. Une variable continue pour le nombre d'adultes dans le ménage est également incluse.

Tous les écarts-types des régressions sont robustes à l'hétéroscédasticité à l'exception de la forme réduite du prix des maisons, qui sert à générer les variations anticipées et non anticipées du prix des maisons dans le modèle 4, où ceux-ci sont robustes à l'hétéroscédasticité et clusterisés par provinces.

5.2.1 Modèle 1 : Scénario de base

La figure B.2 de l'appendice B présente les sentiers de consommation réels et prédits à partir du modèle de base, celui qui ne contient aucune dichotomie d'âge comme présenté selon l'équation (4), pour chacune des cohortes. Les figures B.3, B.4 et B.5, elles aussi disponibles en appendice, présentent les sentiers de consommation de la figure B.2 pris individuellement. Comme l'échantillon est borné entre 20 ans et 75 ans par construction, les cohortes les plus jeunes et les plus âgées ne couvrent pas la totalité de la période étudiée.

Les cohortes 1957 à 1961, 1967 à 1971, 1972 à 1976 et 1977 à 1981 affichent des tendances similaires sur la période à l'étude : des consommations inférieures aux prédictions sur la première moitié de la période couverte et par la suite des tendances supérieures aux valeurs prédites.

La figure B.6 présente les résidus de la régression de base selon l'équation (4) pour toutes les cohortes confondues. Les écarts sont exprimés en pourcentage étant donné que le logarithme de la variable dépendante est utilisé lors des estimations, ce qui facilite l'interprétation. Comme sur la figure B.2, on constate que de 1997 à 2001 la consommation est en général inférieure à la prédiction, alors que de 2002 à 2007 la consommation est supérieure à la prédiction, ce qui coïncide avec des augmentations des prix de l'immobilier supérieures à 7 %. En 2008 et 2009, les résidus sont négatifs suite aux répercussions de la crise financière sur l'économie réelle, ce qui a considérablement affecté la consommation à la baisse.

La figure B.7 présente les résidus du modèle de base par groupe d'âge, selon l'équation (4), afin d'observer dans quelle mesure les différents groupes sont responsables des écarts de consommation. On constate qu'en 2002, lors du premier pic de croissance des prix de l'immobilier, les personnes âgées ont une déviation positive par rapport à la prédiction qui atteint 5 %. En 2005 et 2006, après plusieurs années de hausse constante du prix des maisons, ce sont les jeunes qui contribuent le plus aux résidus avec 4 % et 3,5 %, ainsi que les adultes en 2006 avec un pic atteignant presque 4 %. De manière générale, les trois groupes d'âge ont une évolution relativement similaire, à l'exception de 1997, 2005, 2006 et 2009. Ce sont les jeunes qui affichent la plus grande variabilité au niveau des résidus, suivi des âgés et des

adultes, avec des écarts-types respectifs de 2,27 %, 2,01 % et 1,83 %. Les faibles taux d'intérêt sont peut-être la cause du retour vers la tendance prédite qui semble s'amorcer de 2008 à 2009 chez les jeunes et les âgés, cela pourrait être confirmé lorsque les microdonnées de 2010 et 2011 seront disponibles.

Les adultes sont ceux qui semblent lisser le plus leur consommation, probablement parce qu'ils doivent rembourser leur hypothèque, ce qui laisse moins de place à des variations de consommation dans leur budget. Comme le montre le tableau 5.1, 73 % des adultes sont propriétaires, mais seulement 27 % sont des propriétaires nets contre 60 % chez les ménages âgés. Quant aux jeunes, seulement 42 % sont propriétaires et les propriétaires nets ne comptent que pour 5 %. Par ailleurs, il est possible que la situation familiale des jeunes et des adultes ne leur permette pas de sortir du marché de l'immobilier ou de réduire leur consommation immobilière, ce qui les empêcherait de constater un gain en capital, ne profitant pas d'un possible effet de richesse. Comme mentionné dans la revue de littérature, les ménages qui prévoient conserver leur demeure pour une longue période de temps sont réputés parfaitement couverts contre les variations des prix de l'immobilier, ce qui implique de ne pas profiter des gains potentiels liés à l'appréciation de la valeur de leur propriété, à moins que ce ne soit par l'accès au crédit à la consommation. D'autre part, les jeunes ménages sont ceux qui font en général face à une plus grande variabilité des revenus et pour qui l'horizon de la retraite est le plus éloigné, ce qui pourrait expliquer que leur consommation réagisse plus fortement aux perspectives de revenus futurs ainsi qu'aux variations du prix des maisons et des taux d'intérêt.

Tableau 5.1 Proportion de propriétaires et de locataires

Mode d'occupation du logement en %			
	Jeunes	Adultes	Âgés
Locataires	58%	27%	24%
Propriétaires	42%	73%	75%
Propriétaires nets	5%	27%	60%
Propriétaires avec hypothèque	37%	46%	15%

Source : Calculs de l'auteur avec les données pondérées de l'EDM.

5.2.2 Modèle 2 : Croissance des prix de l'immobilier

Dans le but de contrôler pour les gains en capital qui pourraient être réalisés si un ménage sortait du marché ou réduisait sa consommation en immobilier, la deuxième spécification inclut la croissance des prix provinciaux des maisons. Contrairement aux résultats attendus selon l'hypothèse de l'effet de richesse, le tableau 5.2, qui présente les résultats clés de la régression du modèle 2 disponible dans le tableau A.2 de l'appendice A, montre que ce sont les jeunes qui augmentent le plus leur consommation en fonction de la croissance des prix de l'immobilier, suivis des ménages adultes et des âgés. Le fait que les ménages âgés affichent le plus petit coefficient contredit clairement la possibilité d'un effet de richesse et renforce la thèse du facteur macroéconomique inobservable. En effet, la croissance des prix provinciaux des maisons pourrait capter des innovations relatives à la productivité et à la croissance des revenus, lesquelles affecteraient plus fortement les jeunes et, dans une moindre mesure, les adultes sur une plus longue période du cycle de vie que les ménages âgés (Attanasio et coll. 2009).

Selon le tableau 5.2, une augmentation d'un point de pourcentage du prix annuel des maisons serait associée à une hausse de la consommation de 0,57 % de la part des jeunes, tandis que les ménages adultes et âgés n'augmenteraient la leur que de 0,38 % et 0,34 % respectivement. Cependant, comme l'hypothèse de l'effet de richesse n'est pas valide et que l'interprétation de l'amplitude des coefficients pointe vers un facteur commun à la consommation et aux prix des maisons, nous ne sommes pas en mesure d'obtenir une interprétation causale des coefficients.

La figure B.8 présente les résidus, sans distinction au niveau des groupes d'âge, entre le modèle de base sans prix des maisons et le deuxième modèle avec la croissance du prix des maisons. Cette figure permet de constater une diminution de la variance des résidus lorsque la croissance du prix des maisons est incluse dans la régression.

Tableau 5.2 Coefficients des interactions avec la croissance des prix de l'immobilier

Modèle 2 : Croissance des prix de l'immobilier				
	Coefficient	Erreur-type	Écart-type des résidus (en %)	Attansio et coll. (2009)
Jeunes	0.574***	(0.080)	1,86	0.209**
Adultes	0.379***	(0.050)	1,73	0.127**
Âgés	0.337***	(0.082)	1,67	0,042

*** Significatif à un niveau de 99 %.

** Significatif à un niveau de 95 %.

Source : Tableau A.2, calculs de l'auteur avec les données pondérées de l'EDM, ACI et Attanasio et coll. (2009).

D'après le tableau 5.2, la croissance du prix des maisons explique une plus grande portion des variations de consommation auprès des jeunes que des deux autres groupes, sans toutefois expliquer les variations les plus accentuées qui sont encore présentes dans la figure B.9. Les figures B.7 et B.9 décrivent respectivement le comportement des résidus avec distinction des groupes d'âge pour le modèle de base et pour le modèle avec la croissance des prix de l'immobilier. En les comparant, nous remarquons que l'ajout de la croissance du prix des maisons améliore la prédiction pour les jeunes puisque l'écart-type des résidus passe de 2,40 % à 1,86 %, soit une réduction de 0,54 point de pourcentage. Dans le cas des ménages adultes et âgés, leurs écarts-types s'établissent à 1,73 % et 1,66 %, soit des baisses respectives de 0,34 et 0,25 point de pourcentage. Cela suppose donc qu'il y aurait d'autres facteurs qui pourraient mieux expliquer les variations procycliques de la consommation et des prix de l'immobilier.

En comparaison avec Attanasio et coll. (2009), nos coefficients sont considérablement plus élevés. Les jeunes ont un effet associé de 2,75 fois supérieur, les adultes de 2,9 fois supérieur et les âgés de 8 fois supérieur. Le fait que les ménages âgés aient un coefficient qui se rapproche beaucoup plus de celui des adultes que de zéro semble présenter une dynamique différente à celle qui est rapportée par Attanasio et coll. (2009) dans leur étude sur le marché immobilier britannique.

5.2.3 Modèle 3 : Niveau des prix de l'immobilier

Selon la théorie du cycle de vie, le niveau des prix de l'immobilier pourrait offrir de l'information sur le niveau de richesse anticipé des ménages, contrairement à un taux de croissance qui n'est qu'une variation d'une période à une autre. Le tableau 5.3 permet de constater une forte similitude entre les coefficients des trois groupes d'âge, au millième près. Le niveau des prix explique donc la même portion des variations de consommation que ce soit pour les jeunes, les adultes ou les âgés.

En regardant la figure B.10, qui compare les résidus du modèle de base à ceux du troisième modèle, sans distinction par rapport aux groupes d'âge, nous constatons que l'inclusion du logarithme des prix dans la régression offre une performance inférieure à celle du modèle de base en ce qui a trait à la variance des résidus de la régression. Ce résultat est aussi confirmé en comparant les résidus par groupe d'âge du troisième modèle dans la figure B.11 à ceux du modèle de base dans la figure B.7. Nous constatons aussi que les variations des résidus sont supérieures à la spécification incluant la croissance du prix des maisons. Bref, pour un même R^2 ajusté que le modèle de base et le modèle avec la croissance des prix, la spécification avec le niveau des prix ne procure aucune amélioration en termes de prédictions.

Tableau 5.3 Coefficients des interactions avec le niveau des prix de l'immobilier

Modèle 3 : Logarithme des prix de l'immobilier				
	Coefficient	Erreur-type	Écart-type des résidus (en %)	Attanasio et coll. (2009)
Jeunes	0.162***	(0.018)	2,76	0.161**
Adultes	0.163***	(0.018)	2,59	0.163**
Âgés	0.164***	(0.018)	2,57	0.165**

*** Significatif à un niveau de 99 %.

** Significatif à un niveau de 95 %.

Source : Tableau A.2, calculs de l'auteur avec les données pondérées de l'EDM, ACI et Attanasio et coll. (2009).

Encore une fois, l'hypothèse de l'effet de richesse n'est pas plausible parce que les coefficients sont les mêmes pour les trois groupes. Pour que cette théorie soit crédible, il aurait fallu que le coefficient des ménages âgés soit supérieur à celui des adultes et que celui des adultes soit supérieur à celui des jeunes.

5.2.4 Modèle 4 : Prix anticipés et non anticipés

La quatrième spécification a pour objectif de distinguer les hausses anticipées du prix des maisons des hausses conjoncturelles de la période courante. Il est justifié de s'attendre à ce que les prix de l'immobilier soient majoritairement déterminés par des variables fondamentales telles que le revenu disponible et les taux d'intérêt des prêts hypothécaires. Par contre, comme sur les marchés financiers, la valeur des actifs du marché immobilier pourrait aussi être déterminée par les anticipations qu'ont les ménages quant à ces actifs.

Dans le contexte d'un modèle de cycle de vie, il serait donc raisonnable de poser que la première composante est intégrée dans la décision de consommation des ménages, tandis que la seconde affecterait la consommation par le biais du terme d'erreur si elle n'était pas incluse dans la régression. Les effets de richesse seraient possiblement mieux captés par les variations non anticipées du prix des maisons, qui dépendent de facteurs autres que le revenu disponible et les taux d'intérêt (Attanasio et coll. 2009).

Le tableau A.1 de l'appendice A révèle que la qualité de la prédiction du prix des maisons à l'aide de notre forme réduite est assez élevée étant donné un R^2 ajusté de 0,91. Cette régression contient le logarithme du revenu moyen disponible par province, le logarithme du taux d'intérêt réel et des effets fixes de provinces afin de tenir compte des disparités pouvant exister au niveau du revenu disponible dans chacune des provinces. Les dichotomiques de provinces pourraient permettre de capter l'évolution du revenu permanent dans les différentes régions du Canada (Attanasio et coll. 2009)

Les coefficients de la forme réduite sont tous significatifs à 95 % ou à 99 %, à l'exception de celui de la Colombie-Britannique qui est significatif à 90 %.¹⁴ La Colombie-

¹⁴ Les résultats complets de la forme réduite sont présentés dans le tableau A.3.

Britannique est une des provinces où les variations de prix ont été les plus prononcées ces dernières années, ce qui pourrait expliquer que son niveau de significativité soit inférieur à celui des autres provinces. Les résultats des coefficients du revenu disponible moyen par province et du taux d'intérêt réel sont très satisfaisants, ceux-ci étant respectivement de signe positif et négatif comme prescrit par la théorie économique. À l'opposé, Attanasio et coll. (2009) obtiennent un coefficient faiblement positif pour le taux d'intérêt réel. Les figures B.18 à B.27 dans l'appendice B présentent les prix prédits et les prix observés pour chacune des provinces à l'étude.

Tant dans le modèle « intermédiaire » qui inclut uniquement les prix anticipés¹⁵ que dans celui qui inclut les portions anticipées et non anticipées des variations du prix des maisons, l'impact des prix anticipés est semblable à celui du niveau des prix dans la troisième spécification avec des coefficients identiques pour tous les groupes d'âge. Toutefois, selon le tableau 5.4, la portion non anticipée des variations de prix a un effet supérieur chez les ménages âgés et adultes avec des coefficients respectifs de 0,136 et 0,118. Étonnamment, le coefficient pour les jeunes ménages est quasi nul, ce qui pourrait expliquer qu'il n'est pas significativement différent de zéro. Ce résultat joue en faveur de l'hypothèse d'un effet richesse puisque les jeunes ne retirent aucun bénéfice des variations non anticipées, alors que les ménages âgés sont ceux qui jouissent de l'effet le plus prononcé.

La figure B.12 montre que, sans distinction entre les groupes d'âge, il y a très peu de différences entre les résidus du modèle de base, du modèle « intermédiaire » et celui qui inclut les prix anticipés et non anticipés des maisons. Les figures B.13 à B.17 présentent les résidus par groupe d'âge des régressions du modèle « intermédiaire » et de celui qui inclut les deux types de variations des prix. Nous constatons que l'inclusion des variations non anticipées, qui devraient permettre de mieux capter les effets de richesse, n'améliore pas réellement la qualité de la régression d'autant plus que les écarts-types des résidus sont légèrement supérieurs.

¹⁵ Les résultats sont présentés dans le tableau 5.6.

Tableau 5.4 Coefficients des interactions avec les variations anticipées et non anticipées des prix de l'immobilier

Modèle 4 : Prix anticipés et non anticipés				
	Coefficient	Erreur-type	Écart-type des résidus (en %)	Attansio et coll. (2009)
Jeunes : anticipés	0.201***	(0.020)	2,22 (juste anticipés)	0.291**
Adultes : anticipés	0.201***	(0.020)	1,97 (juste anticipés)	0.292**
Âgés : anticipés	0.202***	(0.020)	2,04 (juste anticipés)	0.294**
Jeunes : non anticipés	0.008	(0.055)	2.31 (incluant anticipés)	0.188**
Adultes : non anticipés	0.118***	(0.033)	2.18 (incluant anticipés)	0.088**
Âgés : non anticipés	0.136***	(0.053)	2.15 (incluant anticipés)	-0.011**

*** Significatif à un niveau de 99 %.

** Significatif à un niveau de 95 %.

Source : Tableau A.2, calculs de l'auteur avec les données pondérées de l'EDM, ACI et Attanasio et coll. (2009).

En comparaison avec Attanasio et coll. (2009), les coefficients des variations anticipées ont le même effet pour tous les groupes, une tendance qui est aussi présente dans nos résultats. Cependant, ceux-ci obtiennent des résultats qui décroissent en fonction de l'âge pour les variations non anticipées, l'effet étant quasi nul chez les ménages âgés. Nos résultats sont donc aux antipodes des leurs, nos ménages âgés affichant la plus grande hausse de consommation et nos jeunes ménages un effet quasi nul.

5.2.5 Modèle 5 : Croissance des prix de l'immobilier et mode d'occupation du logement

Étant donné que le fait de séparer les ménages par groupes d'âge fournit peu d'information sur l'endettement de ces derniers, excepté la tendance selon laquelle les jeunes sont en général plus endettés que les ménages âgés, nous explorons cette dimension avec l'inclusion du mode d'occupation du logement dans la régression du modèle 5. Pour ce faire, nous ajoutons une variable dichotomique du mode d'occupation du logement, des interactions entre le prix des maisons et le mode d'occupation du logement ainsi qu'une variable dichotomique pour la présence d'une hypothèque.

Comme mentionné dans la méthodologie, l'utilisation du mode d'occupation du logement pose un problème d'endogénéité puisque cette variable constitue un choix qui est

corrélé avec d'autres caractéristiques du ménage, notamment le salaire. Dans cette optique, les ménages locataires qui choisiraient de devenir propriétaires auraient sans doute des revenus plus importants que les gens qui feraient le choix de demeurer locataires. Cette réalité introduirait donc un biais de sélection en faveur des plus fortunés pour devenir propriétaires, ce qui générerait un changement au niveau de la composition de ces deux groupes au fil du temps (Attanasio et coll. 2009). Cela devrait donc engendrer un biais positif au niveau de la consommation des ménages propriétaires et, par le fait même, un biais négatif du côté des locataires.

Néanmoins, une fois que nous avons contrôlé pour le statut de propriétaire avec la variable dichotomique qui capte ces « autres caractéristiques », nous remarquons que la croissance du prix des maisons affecte plus fortement les locataires que les propriétaires. La présence d'une hypothèque semble n'exercer qu'un très faible impact négatif sur la consommation. Les tailles des coefficients d'interaction rapportés dans le tableau 5.5 sont donc contraires à nos attentes selon l'hypothèse de la contrainte d'endettement. Dans le cas où le prix des maisons augmente, nous nous serions attendus à ce que les ménages propriétaires, même s'ils ne sont pas prêts à sortir du marché pour réaliser leur gain en capital, se servent de l'appréciation de leur maison pour emprunter à un faible taux d'intérêt et consommer davantage. Cela dit, la régression explique une plus grande partie de la consommation des locataires que des propriétaires avec des coefficients respectifs de 0,444 contre 0,378. La taille des coefficients obtenus ainsi que la taille de leurs erreurs-types sont dans les mêmes proportions que celles d'Attanasio et coll. (2009), à la seule différence que les nôtres sont trois fois plus importantes.

Tableau 5.5 Coefficients des interactions avec le mode d'occupation du logement

Modèle 5 : Mode d'occupation du logement			
	Coefficient	Erreur-type	Attanasio et coll. (2009)
Propriétaire	0.378***	(0.042)	0.116**
Locataire	0.444***	(0.071)	0.133**
Hypothèque (dichotomique)	-0.053***	(0.005)	-0,005
Propriétaire (dichotomique)	0.391***	(0.007)	0.256**

*** Significatif à un niveau de 99 %.

** Significatif à un niveau de 95 %.

Source : Tableau A.2, calculs de l'auteur avec les données pondérées de l'EDM, ACI et Attanasio et coll. (2009).

5.3 Discussion

Le tableau 5.6 offre un résumé des coefficients d'intérêt de chaque modèle. La régression de base et les spécifications impliquant les groupes d'âge présentent toutes un R^2 ajusté de 0,44, tandis que la dernière, qui fait intervenir le mode d'occupation du logement, une variable potentiellement endogène, a un R^2 de 0,48. Sur la base du critère du R^2 , il semble que l'ajout d'une fonction du prix des maisons n'améliore pas vraiment la capacité prédictive des modèles à l'étude, puisque tant le modèle de base, qui n'inclut aucune variable d'interaction entre les groupes d'âge et le prix des maisons, que les modèles qui intègrent des variables d'interaction avec l'âge présentent des R^2 de 0.44.

À l'exception des coefficients d'âge du plus jeune enfant, la majorité des coefficients sont significatifs à 95 % ou à 99 %. Il arrive parfois qu'une province ou une cohorte ne soit pas significative dépendamment de la spécification, mais nous les conservons dans la régression car la pertinence de ces variables est justifiée par la théorie économique.

Tableau 5.6 Synthèse des coefficients des interactions pour tous les modèles

Résumé des résultats						
	Modèle 1	Modèle 2	Modèle 3	Modèle 4	Modèle 4	Modèle 5
	De base	Croissance des prix	Logarithme des prix	Prix anticipés	Prix anticipés et non anticipés	Mode d'occupation
Jeunes	-	0.574***	0.162***	-	-	-
Adultes	-	0.379***	0.163***	-	-	-
Âgés	-	0.337***	0.164***	-	-	-
Jeunes : anticipés	-	-	-	0.152***	0.201***	-
Adultes : anticipés	-	-	-	0.152***	0.201***	-
Âgés : anticipés	-	-	-	0.153***	0.202***	-
Jeunes : non anticipés	-	-	-	-	0.008	-
Adultes : non anticipés	-	-	-	-	0.118***	-
Âgés : non anticipés	-	-	-	-	0.136***	-
Propriétaire	-	-	-	-	-	0.378***
Locataire	-	-	-	-	-	0.444***
R ²	0.44	0.44	0.44	0.44	0.44	0.48

*** Significatif à un niveau de 99 %.

** Significatif à un niveau de 95 %.

Source : Tableau A.2, calculs de l'auteur avec les données pondérées de l'EDM, ACI et Attanasio et coll. (2009).

D'une part, la spécification avec la croissance des prix contredit l'hypothèse d'un effet de richesse en accordant un effet plus important aux jeunes ménages qu'aux ménages adultes et âgés. D'autre part, celle avec les prix anticipés et non anticipés offre du support à cette même hypothèse en affichant un effet quasi nul pour les jeunes et un coefficient respectivement supérieur chez les ménages âgés et adultes. De plus, selon le tableau 5.7, le modèle avec la croissance des prix et le modèle « intermédiaire » sont les seuls qui offrent un certain progrès par rapport à la spécification de base avec des écarts-types pour les résidus inférieurs à 1,88 %, tandis que l'écart-type du modèle avec les deux types de variations est de 1,99 %.

Tableau 5.7 Synthèse des résidus des régressions pour tous les modèles

Écarts-types des résidus de tous les modèles (en %)					
	Modèle 1	Modèle 2	Modèle 3	Modèle 4	Modèle 4
	De base	Croissance des prix	Logarithme des prix	Prix anticipés	Prix anticipés et non anticipés
Jeunes	2,40	1,86	2,76	2,22	2,31
Adultes	2,07	1,73	2,59	1,97	2,18
Âgés	1,92	1,67	2,57	2,04	2,15
Sans distinction d'âge	1,88	1,46	2,19	1,74	1,99

Source : Calculs de l'auteur avec les données pondérées de l'EDM et ACI.

Par ailleurs, la spécification avec le niveau des prix est celle qui augmente le plus la variance des résidus, avec un écart-type de 2,19 %. À l'opposé, cette spécification est celle qui réduit le plus les écarts-types dans l'étude d'Attanasio et coll. (2009), ce qu'ils attribuent au fait que le niveau du prix des maisons reflète bien le niveau des revenus futurs.

La spécification avec le mode d'occupation du logement montre que tant chez les locataires que chez les propriétaires, la consommation augmente avec le prix des maisons. Cela dit, elle augmente d'une proportion un peu plus importante chez les locataires avec un coefficient de 0,444 contre 0,378, ce qui va à l'encontre de l'hypothèse d'une hausse de la consommation par l'entremise du crédit hypothécaire et de l'effet de richesse.

Peu importe le modèle considéré, ce sont toujours les jeunes ménages qui ont les résidus les plus élevés, ce qui est cohérent avec nos attentes car les jeunes ont généralement des revenus plus variables, ce qui se répercute sur leur consommation.

Dans un autre ordre d'idées, nous avons décidé de ne pas contrôler pour les revenus de la période courante étant donné que ceux-ci pourraient contenir de l'information à propos des revenus futurs et que l'offre de travail pourrait être endogène, ce qui impliquerait que les revenus seraient corrélés avec le terme d'erreur (Attanasio et coll. 2009). À des fins de robustesse, nous avons refait l'estimation du modèle avec la croissance du prix des maisons

en ajoutant les revenus de la période courante¹⁶. Le R^2 ajusté de cette régression se trouve considérablement amélioré par rapport aux autres modèles, avec une valeur de 0,67 contre 0,44. Néanmoins, l'inclusion du revenu de la période courante dans la régression ne modifie pas l'interprétation des coefficients, car ce sont toujours les jeunes ménages qui ont l'effet le plus prononcé, alors que les ménages adultes et âgés affichent des coefficients semblables.

Il est possible que les divergences entre notre étude et celle d'Attanasio et coll. (2009) soient attribuables à la période étudiée étant donné que la leur s'étend de 1977 à 2001 et contient des périodes de contrôle, alors que la nôtre couvre de 1997 à 2009, soit une période marquée par une forte croissance des prix de l'immobilier.

5.4 Exclusion de 2006¹⁷

Malgré les faits évoqués précédemment concernant l'année 2006, l'exclusion de cette année n'a que très peu d'influence sur les résultats. En effet, l'amplitude des coefficients de toutes les spécifications connaît des variations de l'ordre de 0 % à 5 % qui sont en général négatives.

Nous observons toutefois une inversion de tendance entre les ménages adultes et âgés dans le modèle avec la croissance du prix où les adultes obtiennent un coefficient de 0,333 et les âgés 0,398, contre 0,379 et 0,337 lorsque l'année 2006 est incluse dans les estimations.

L'exclusion de l'année 2006 n'a donc aucun impact significatif sur les conclusions de notre analyse.

¹⁶ Les résultats de cette régression sont fournis dans le tableau A.2 sous le modèle (2-B)

¹⁷ Les résultats des régressions excluant l'année 2006 sont présentées dans le tableau A.4

CONCLUSION

Le but de ce mémoire était de vérifier si les conclusions des études macroéconomiques affirmant la présence d'un effet de richesse lié à la hausse du prix des maisons trouvaient leurs fondements au niveau des microdonnées. À cette fin, nous avons séparé les ménages en trois groupes d'âge afin de comparer l'évolution de la consommation auprès de ceux-ci.

Trois hypothèses ont été considérées : la présence d'un effet de richesse, la présence d'une contrainte d'endettement qui serait allégée par l'accès à du crédit à faible coût grâce à l'augmentation du prix de la maison de même qu'un facteur macroéconomique inobservable qui affecterait à la fois la consommation et le prix des maisons.

En l'absence d'une base de données longitudinales canadienne sur les dépenses en consommation des ménages, nous avons utilisé l'Enquête sur les dépenses des ménages (EDM) de Statistique Canada et les prix provinciaux moyens des maisons fournis par l'Association canadienne de l'immeuble (ACI). Il n'était donc pas possible de suivre la transition d'un ménage locataire à propriétaire pour vérifier si un changement de comportement y était associé. La méthode des pseudo-panels formés à partir de l'année de naissance du répondant principal du ménage nous a toutefois permis de contrôler pour les différences au niveau de la richesse disponible en fonction des cohortes à travers le temps.

La période à l'étude a été limitée à un horizon allant de 1997 à 2009 suite à la fusion du FAMEX, une enquête quadriennale, et de l'EDM, une enquête annuelle, qui a rendu la comparabilité avec les années antérieures à 1997 relativement difficile.

Contrairement au marché des biens et services où les importations et les exportations sont possibles, le marché de l'immobilier s'apparente beaucoup plus à un marché fermé étant donné que l'emplacement d'une maison est généralement fixe. Cela implique donc que si certains ménages constatent un effet de richesse positif, d'autres feront nécessairement face à un effet de richesse négatif.

Selon la théorie du cycle de vie, un jeune ménage aspire en général à devenir propriétaire, alors qu'un ménage âgé cherche plutôt à réduire sa consommation en immobilier ou sortir de ce marché. Ce sont donc les ménages âgés qui devraient percevoir un effet de richesse positif, tandis que les jeunes ménages devraient être affectés négativement par ce même phénomène. Selon la deuxième hypothèse, une augmentation de la valeur du principal actif des ménages propriétaires pourrait permettre à ceux faisant face à une contrainte d'endettement d'avoir accès à du crédit hypothécaire à faible coût, ce qui stimulerait la consommation. Dans l'alternative où ces deux hypothèses ne seraient pas appuyées par les faits, l'hypothèse d'un facteur macroéconomique inobservable et commun à ces deux phénomènes serait à privilégier.

Afin d'explorer les impacts potentiels du prix des maisons sur la consommation des ménages, une spécification de base inspirée d'une forme réduite d'un modèle de cycle de vie a été utilisée. Nous avons ajouté à celle-ci des variables d'interactions entre différentes fonctions du prix des maisons et les groupes d'âge auxquels appartiennent les ménages, c'est-à-dire jeune, adulte ou âgé.

La spécification avec le taux de croissance du prix des maisons, qui pourrait permettre de capter le gain en capital potentiel lié à l'augmentation du prix de la maison d'une année à l'autre, accorde un effet largement supérieur aux jeunes ménages plutôt qu'aux ménages âgés, ce qui joue contre l'hypothèse d'un effet de richesse. Toutefois, la spécification avec les variations anticipées et non anticipées du prix des maisons confère un effet pratiquement nul pour les jeunes ménages et un effet supérieur pour les ménages adultes et âgés, ce qui supporte l'hypothèse d'un effet de richesse. La spécification avec le niveau des prix de l'immobilier, qui pourrait fournir de l'information quant aux revenus futurs, affiche des effets similaires pour tous les groupes d'âge, ce qui ne favorise aucune des hypothèses considérées.

Nous avons aussi examiné l'impact que pourrait avoir l'évolution du prix des maisons sur les ménages faisant face à une contrainte d'endettement à l'aide d'interactions entre la croissance du prix des maisons et le mode d'occupation du logement. Malgré le biais de sélection qui existe envers les ménages à hauts revenus dans la décision de devenir propriétaire, ce qui a tendance à biaiser positivement la consommation de ce groupe, ce sont

les locataires qui affichent des variations de consommation supérieures aux propriétaires. En effet, les locataires n'ont pas accès au crédit hypothécaire et donc une appréciation des cours de l'immobilier ne peut diminuer l'impact de la contrainte d'endettement à laquelle certains ménages de cette catégorie seraient confrontés.

À la lumière de nos résultats, il est difficile de choisir une hypothèse dominante entre l'effet de richesse et le facteur macroéconomique commun, puisque les résultats semblent se contredire. Toutefois, il serait possible que l'effet de richesse soit en partie dû à un facteur macroéconomique qui affecterait à la fois les prix de l'immobilier et les anticipations face aux revenus futurs. Cela expliquerait pourquoi le groupe des jeunes est celui qui est le plus fortement affecté par la croissance du prix des maisons, alors que les ménages âgés, qui constituent le seul groupe en mesure de réduire sa consommation immobilière ou de sortir complètement du marché immobilier, bénéficieraient d'un effet de richesse non anticipé provenant des variations non anticipées du prix des maisons.

Il est important de rappeler que comme nous ne parvenons pas à éliminer l'hypothèse d'un facteur macroéconomique inobservable commun à l'évolution de la consommation et des prix de l'immobilier, les coefficients estimés dans ce mémoire ne peuvent être considérés comme ayant une interprétation causale. Nous ne pouvons donc pas utiliser nos résultats pour faire de l'inférence quant aux élasticités de la consommation ni pour calculer les propensions marginales à consommer en fonction de l'évolution du prix des maisons.

En conclusion, il aurait été intéressant d'avoir accès aux années précédant 1997, puisque la période de 1997 à 2009 est caractérisée par une très forte hausse du prix des maisons qui s'éloigne de la tendance à long terme du marché. Il est possible que si l'étude avait été réalisée sur une plus longue durée avec des périodes de contrôle au lieu d'une période marquée uniquement par une forte croissance, l'amplitude des coefficients aurait probablement été amoindrie et peut-être qu'il aurait été plus aisé d'éliminer certaines hypothèses.

Cela dit, même si l'hypothèse de l'allègement de la contrainte d'endettement ne semble pas être la principale cause des hausses de consommation, il nous semble justifié que les décideurs publics continuent de mettre en place des mesures plus strictes afin d'amenuiser les

facteurs inflationnistes sur le marché immobilier. Dans un contexte d'endettement élevé des ménages canadiens, où les faibles taux d'intérêt semblent vouloir perdurer et, en l'absence d'une certitude quant aux facteurs qui expliquent la relation procyclique entre le prix des maisons et la consommation, les mesures visant limiter la hausse du prix des maisons permettront d'assurer la stabilité du système financier canadien et d'éviter la création d'une éventuelle bulle immobilière.

APPENDICE A

TABLEAUX

Tableau A.1 Coefficients de la forme réduite : prédiction du prix des maisons

Forme réduite : prédiction du prix des maisons			
	Coefficient	Erreur-type	Attanasio et coll. (2009)
Log (revenu moyen disponible)	2.649***	(0.224)	1.101**
Log (taux d'intérêt réel)	-0.018**	(0.006)	0.005**
R ² ajusté	0.91		0,86

*** Significatif à un niveau de 99 %.

** Significatif à un niveau de 95 %.

Les écarts-types sont robustes à l'hétéroscédasticité et clusterisés par provinces.

Source : Tableau A.3 et Attanasio et coll. (2009).

Tableau A.2 Résultats des régressions, tous les modèles

	(1)	(2)	(2-B)	(3)	(4-A)	(4-B)	(5)
VARIABLES	Modèle de base	Modèle Croissance des prix	Modèle Croissance des prix incluant revenu	Modèle Niveau des prix	Modèle Prix anticipés	Modèle Prix anticipés et non anticipés	Modèle Locataires et propriétaires
Cohorte 1927-31	0.075*** (0.018)	0.065*** (0.018)	0.046*** (0.014)	0.048*** (0.018)	0.050*** (0.018)	0.042** (0.018)	0.071*** (0.017)
Cohorte 1932-36	0.104*** (0.019)	0.087*** (0.020)	0.068*** (0.015)	0.038* (0.020)	0.050** (0.020)	0.026 (0.021)	0.094*** (0.018)
Cohorte 1937-41	0.149*** (0.021)	0.127*** (0.023)	0.084*** (0.017)	0.046* (0.024)	0.068*** (0.024)	0.029 (0.025)	0.134*** (0.021)
Cohorte 1942-46	0.222*** (0.023)	0.195*** (0.025)	0.105*** (0.019)	0.082*** (0.028)	0.114*** (0.027)	0.060** (0.029)	0.200*** (0.023)
Cohorte 1947-51	0.274*** (0.024)	0.241*** (0.026)	0.117*** (0.019)	0.100*** (0.032)	0.142*** (0.030)	0.073** (0.033)	0.251*** (0.024)
Cohorte 1952-56	0.313*** (0.025)	0.274*** (0.027)	0.131*** (0.020)	0.101*** (0.035)	0.154*** (0.033)	0.069* (0.036)	0.285*** (0.025)
Cohorte 1957-61	0.370*** (0.026)	0.325*** (0.028)	0.155*** (0.021)	0.122*** (0.039)	0.185*** (0.036)	0.086** (0.040)	0.337*** (0.026)
Cohorte 1962-66	0.405*** (0.027)	0.354*** (0.029)	0.157*** (0.022)	0.121*** (0.043)	0.193*** (0.039)	0.081* (0.044)	0.365*** (0.027)
Cohorte 1967-71	0.469*** (0.028)	0.410*** (0.030)	0.185*** (0.023)	0.148*** (0.047)	0.230*** (0.042)	0.103** (0.048)	0.422*** (0.029)
Cohorte 1972-76	0.514*** (0.030)	0.446*** (0.032)	0.204*** (0.024)	0.159*** (0.051)	0.250*** (0.046)	0.112** (0.052)	0.467*** (0.030)
Cohorte 1977-81	0.563*** (0.031)	0.488*** (0.034)	0.217*** (0.026)	0.168*** (0.056)	0.272*** (0.050)	0.125** (0.057)	0.506*** (0.032)

Cohorte 1982-86	0.607*** (0.035)	0.530*** (0.038)	0.250*** (0.031)	0.172*** (0.063)	0.290*** (0.055)	0.135** (0.064)	0.535*** (0.036)
Cohorte 1987-91	0.625*** (0.064)	0.559*** (0.065)	0.213*** (0.052)	0.156* (0.085)	0.290*** (0.078)	0.128 (0.086)	0.550*** (0.064)
Île-du-Prince-Édouard	0.028*** (0.008)	0.037*** (0.008)	0.012** (0.006)	0.057*** (0.008)	0.055*** (0.008)	0.063*** (0.008)	0.057*** (0.007)
Nouvelle-Écosse	0.065*** (0.006)	0.069*** (0.006)	0.012** (0.005)	0.050*** (0.007)	0.051*** (0.007)	0.046*** (0.007)	0.090*** (0.006)
Nouveau-Brunswick	0.038*** (0.006)	0.045*** (0.006)	0.019*** (0.005)	0.057*** (0.007)	0.056*** (0.007)	0.062*** (0.007)	0.053*** (0.006)
Québec	0.054*** (0.006)	0.052*** (0.006)	-0.001 (0.004)	0.023*** (0.007)	0.024*** (0.007)	0.015** (0.007)	0.117*** (0.006)
Ontario	0.162*** (0.006)	0.166*** (0.006)	0.014*** (0.005)	0.063*** (0.013)	0.069*** (0.013)	0.039*** (0.014)	0.211*** (0.006)
Manitoba	0.088*** (0.006)	0.086*** (0.006)	0.012** (0.005)	0.094*** (0.006)	0.094*** (0.006)	0.096*** (0.006)	0.105*** (0.006)
Saskatchewan	0.085*** (0.007)	0.076*** (0.007)	0.010** (0.005)	0.089*** (0.007)	0.089*** (0.007)	0.090*** (0.007)	0.083*** (0.006)
Alberta	0.218*** (0.007)	0.212*** (0.007)	0.041*** (0.005)	0.139*** (0.011)	0.144*** (0.011)	0.120*** (0.011)	0.229*** (0.006)
Colombie-Britannique	0.162*** (0.006)	0.162*** (0.006)	0.045*** (0.005)	0.022 (0.017)	0.031* (0.016)	-0.012 (0.018)	0.204*** (0.006)
Age	-0.152* (0.092)	-0.173* (0.093)	-0.516*** (0.076)	-0.114 (0.107)	-0.110 (0.107)	-0.098 (0.107)	-0.164* (0.089)
Age ²	0.009** (0.004)	0.010** (0.004)	0.022*** (0.004)	0.007 (0.005)	0.007 (0.005)	0.006 (0.005)	0.008** (0.004)
Age ³	-0.000** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000* (0.000)	-0.000* (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.000** (0.000)

Enfant 5-10 ans	0.020** (0.010)	0.020** (0.010)	0.058*** (0.008)	0.020** (0.010)	0.020** (0.010)	0.020** (0.010)	0.020** (0.010)	0.008 (0.010)
Enfant 11-16 ans	0.078*** (0.009)	0.078*** (0.009)	0.094*** (0.007)	0.078*** (0.009)	0.078*** (0.009)	0.078*** (0.009)	0.078*** (0.009)	0.071*** (0.009)
Enfant 17-18 ans	0.092*** (0.012)	0.093*** (0.012)	0.097*** (0.009)	0.092*** (0.012)	0.092*** (0.012)	0.092*** (0.012)	0.092*** (0.012)	0.087*** (0.011)
Travail temps plein	0.459*** (0.007)	0.459*** (0.007)	0.007 (0.005)	0.458*** (0.007)	0.458*** (0.007)	0.458*** (0.007)	0.458*** (0.007)	0.399*** (0.006)
Travail temps partiel	0.290*** (0.007)	0.289*** (0.007)	0.067*** (0.005)	0.289*** (0.007)	0.289*** (0.007)	0.289*** (0.007)	0.289*** (0.007)	0.259*** (0.007)
Log(revenus)			0.595*** (0.004)					
Croissance prix (%) : Jeunes		0.574*** (0.080)	0.422*** (0.065)					
Croissance prix (%) : Adultes		0.379*** (0.050)	0.258*** (0.038)					
Croissance prix (%) : Âgés		0.337*** (0.082)	0.263*** (0.064)					
Log(prix) : Jeunes				0.162*** (0.018)				
Log(prix) : Adultes				0.163*** (0.018)				
Log(prix) : Âgés				0.164*** (0.018)				
Prix anticipés : Jeunes					0.152*** (0.018)		0.201*** (0.020)	
Prix anticipés : Adultes					0.152*** (0.018)		0.201*** (0.020)	
Prix anticipés : Âgés					0.153*** (0.018)		0.202*** (0.020)	

Prix non anticipés : Jeunes									0.008 (0.044)	
Prix non anticipés : Adultes									0.118*** (0.028)	
Prix non anticipés : Âgés									0.136*** (0.044)	
Propriétaire									0.391*** (0.007)	
Hypothèque									-0.053*** (0.005)	
Croissance prix (%) : Propriétaires									0.378*** (0.042)	
Croissance prix (%) : Locataires									0.444*** (0.071)	
Constante	9.125*** (0.762)	9.341*** (0.772)	7.871*** (0.634)	7.458*** (0.883)	7.384*** (0.888)	6.883*** (0.890)	9.573*** (0.733)			
Observations	157 352	157 352	157 352	157 352	157 352	157 352	157 352			
R ² ajusté	0.44	0.44	0.67	0.44	0.44	0.44	0.48			

Entre parenthèses : écarts-types robustes à l'hétéroscédasticité.

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Source : Calculs de l'auteur avec les données pondérées de l'EDM et ACI.

Tableau A.3 Résultats de la forme réduite : prédiction du prix des maisons

VARIABLES	Prédiction du prix des maisons
Log(revenu moyen disponible)	2.649*** (0.224)
Log(taux d'intérêt réel)	-0.018** (0.006)
Île-du-Prince-Édouard	-0.243*** (0.006)
Nouvelle-Écosse	-0.093*** (0.016)
Nouveau-Brunswick	-0.252*** (0.012)
Québec	-0.116*** (0.026)
Ontario	-0.433*** (0.089)
Manitoba	-0.552*** (0.044)
Saskatchewan	-0.478*** (0.038)
Alberta	-0.487*** (0.084)
Colombie-Britannique	0.125* (0.063)
Constante	-16.970*** (2.435)
Observations	157 352
R ² ajusté	0.91

Entre parenthèses : écarts-types robustes à l'hétéroscédasticité et clusterisés par provinces.

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Source : Calculs de l'auteur avec les données pondérées de l'EDM et ACI.

Tableau A.4 Résultats des régressions, tous les modèles, excluant 2006

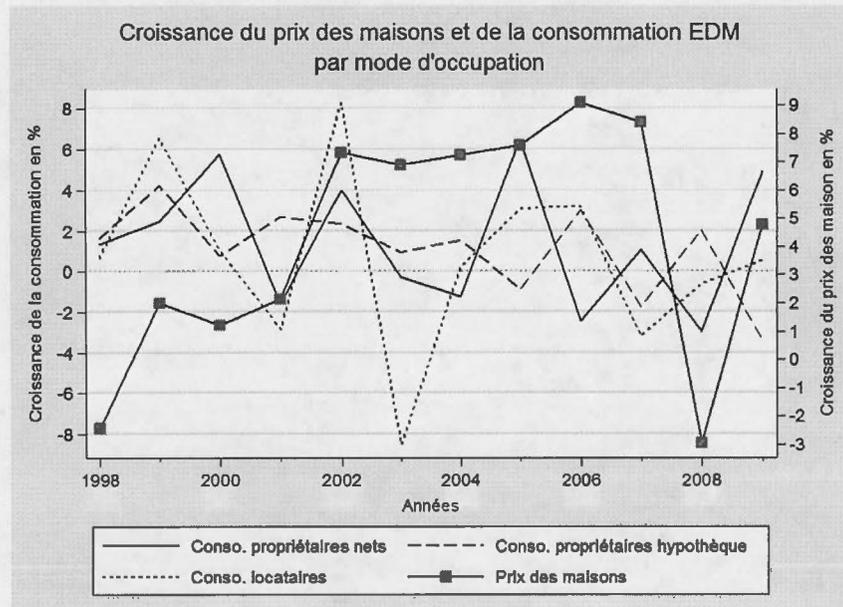
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
VARIABLES	Modèle 1 de base	Modèle 2 Croissance des prix	Modèle 2B Croissance des prix incluant revenu	Modèle 3 Niveau des prix	Modèle 4 Prix anticipés	Modèle 4 Prix anticipés et non anticipés	Modèle 5 Locataires et propriétaires
Cohorte 1927-31	0.072*** (0.018)	0.061*** (0.018)	0.046*** (0.014)	0.051*** (0.019)	0.052*** (0.018)	0.045** (0.019)	0.069*** (0.018)
Cohorte 1932-36	0.103*** (0.020)	0.085*** (0.020)	0.072*** (0.015)	0.051** (0.021)	0.059*** (0.021)	0.040* (0.021)	0.093*** (0.019)
Cohorte 1937-41	0.148*** (0.022)	0.124*** (0.024)	0.086*** (0.018)	0.065*** (0.025)	0.080*** (0.024)	0.050* (0.026)	0.133*** (0.022)
Cohorte 1942-46	0.226*** (0.024)	0.197*** (0.026)	0.108*** (0.019)	0.114*** (0.029)	0.137*** (0.028)	0.094*** (0.030)	0.205*** (0.023)
Cohorte 1947-51	0.277*** (0.025)	0.244*** (0.027)	0.119*** (0.020)	0.136*** (0.033)	0.166*** (0.031)	0.112*** (0.034)	0.255*** (0.025)
Cohorte 1952-56	0.312*** (0.026)	0.274*** (0.028)	0.130*** (0.021)	0.141*** (0.037)	0.179*** (0.034)	0.113*** (0.038)	0.287*** (0.026)
Cohorte 1957-61	0.370*** (0.027)	0.327*** (0.029)	0.152*** (0.022)	0.170*** (0.041)	0.215*** (0.037)	0.137*** (0.042)	0.340*** (0.027)
Cohorte 1962-66	0.400*** (0.028)	0.353*** (0.030)	0.150*** (0.023)	0.171*** (0.044)	0.223*** (0.040)	0.134*** (0.046)	0.363*** (0.028)
Cohorte 1967-71	0.460*** (0.029)	0.407*** (0.032)	0.173*** (0.024)	0.202*** (0.049)	0.261*** (0.043)	0.159*** (0.050)	0.418*** (0.030)
Cohorte 1972-76	0.506*** (0.031)	0.444*** (0.033)	0.195*** (0.025)	0.218*** (0.053)	0.285*** (0.047)	0.176*** (0.055)	0.465*** (0.031)
Cohorte 1977-81	0.552*** (0.033)	0.484*** (0.035)	0.205*** (0.027)	0.232*** (0.058)	0.308*** (0.051)	0.194*** (0.060)	0.504*** (0.034)

Cohorte 1982-86	0.590*** (0.037)	0.523*** (0.039)	0.235*** (0.033)	0.238*** (0.065)	0.325*** (0.057)	0.205*** (0.067)	0.528*** (0.038)
Cohorte 1987-91	0.619*** (0.065)	0.559*** (0.066)	0.202*** (0.053)	0.238*** (0.087)	0.336*** (0.080)	0.213** (0.089)	0.550*** (0.064)
Île-du-Prince-Édouard	0.028*** (0.008)	0.040*** (0.008)	0.012** (0.006)	0.051*** (0.008)	0.051*** (0.008)	0.058*** (0.009)	0.059*** (0.008)
Nouvelle-Écosse	0.067*** (0.007)	0.073*** (0.007)	0.013*** (0.005)	0.055*** (0.007)	0.055*** (0.007)	0.052*** (0.007)	0.093*** (0.006)
Nouveau-Brunswick	0.040*** (0.007)	0.049*** (0.007)	0.022*** (0.005)	0.056*** (0.007)	0.055*** (0.007)	0.060*** (0.007)	0.058*** (0.007)
Québec	0.051*** (0.006)	0.052*** (0.006)	-0.002 (0.004)	0.027*** (0.007)	0.028*** (0.007)	0.021*** (0.007)	0.116*** (0.006)
Ontario	0.163*** (0.006)	0.170*** (0.006)	0.013*** (0.005)	0.083*** (0.013)	0.085*** (0.013)	0.062*** (0.015)	0.214*** (0.006)
Manitoba	0.092*** (0.007)	0.094*** (0.007)	0.017*** (0.005)	0.099*** (0.007)	0.099*** (0.007)	0.101*** (0.007)	0.113*** (0.006)
Saskatchewan	0.087*** (0.007)	0.079*** (0.007)	0.013** (0.005)	0.090*** (0.007)	0.090*** (0.007)	0.090*** (0.007)	0.086*** (0.007)
Alberta	0.212*** (0.007)	0.216*** (0.007)	0.044*** (0.005)	0.150*** (0.011)	0.151*** (0.011)	0.133*** (0.012)	0.233*** (0.007)
Colombie-Britannique	0.158*** (0.007)	0.164*** (0.007)	0.046*** (0.005)	0.046*** (0.017)	0.048*** (0.017)	0.015 (0.019)	0.205*** (0.006)
age	-0.149 (0.096)	-0.168* (0.097)	-0.512*** (0.080)	-0.125 (0.112)	-0.124 (0.112)	-0.112 (0.112)	-0.163* (0.092)
age ²	0.009** (0.004)	0.010** (0.005)	0.022*** (0.004)	0.008 (0.005)	0.008 (0.005)	0.007 (0.005)	0.009** (0.004)
age ³	-0.000** (0.000)	-0.000** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000* (0.000)	-0.000* (0.000)	-0.000* (0.000)	-0.000** (0.000)

Enfant 5-10 ans	0.019* (0.011)	0.019* (0.011)	0.056*** (0.008)	0.019* (0.011)	0.019* (0.011)	0.019* (0.011)	0.019* (0.011)	0.008 (0.010)
Enfant 11-16 ans	0.076*** (0.010)	0.076*** (0.010)	0.092*** (0.007)	0.076*** (0.010)	0.076*** (0.010)	0.076*** (0.010)	0.076*** (0.010)	0.069*** (0.009)
Enfant 17-18 ans	0.090*** (0.012)	0.090*** (0.012)	0.097*** (0.009)	0.090*** (0.012)	0.090*** (0.012)	0.090*** (0.012)	0.090*** (0.012)	0.085*** (0.012)
Travail temps plein	0.460*** (0.007)	0.460*** (0.007)	0.005 (0.006)	0.459*** (0.007)	0.459*** (0.007)	0.459*** (0.007)	0.459*** (0.007)	0.401*** (0.007)
Travail temps partiel	0.288*** (0.007)	0.288*** (0.007)	0.065*** (0.006)	0.288*** (0.007)	0.288*** (0.007)	0.288*** (0.007)	0.288*** (0.007)	0.258*** (0.007)
Log(revenus)			0.601*** (0.004)					
Croissance prix (%) : Jeunes		0.567*** (0.094)	0.427*** (0.076)					
Croissance prix (%) : Adultes		0.333*** (0.059)	0.266*** (0.044)					
Croissance prix (%) : Âgés		0.398*** (0.094)	0.289*** (0.072)					
Log(prix) : Jeunes				0.132*** (0.019)				
Log(prix) : Adultes				0.132*** (0.019)				
Log(prix) : Âgés				0.133*** (0.019)				
Prix anticipés : Jeunes					0.129*** (0.018)		0.168*** (0.021)	
Prix anticipés : Adultes					0.129*** (0.018)		0.168*** (0.021)	
Prix anticipés : Âgés					0.130*** (0.019)		0.169*** (0.021)	

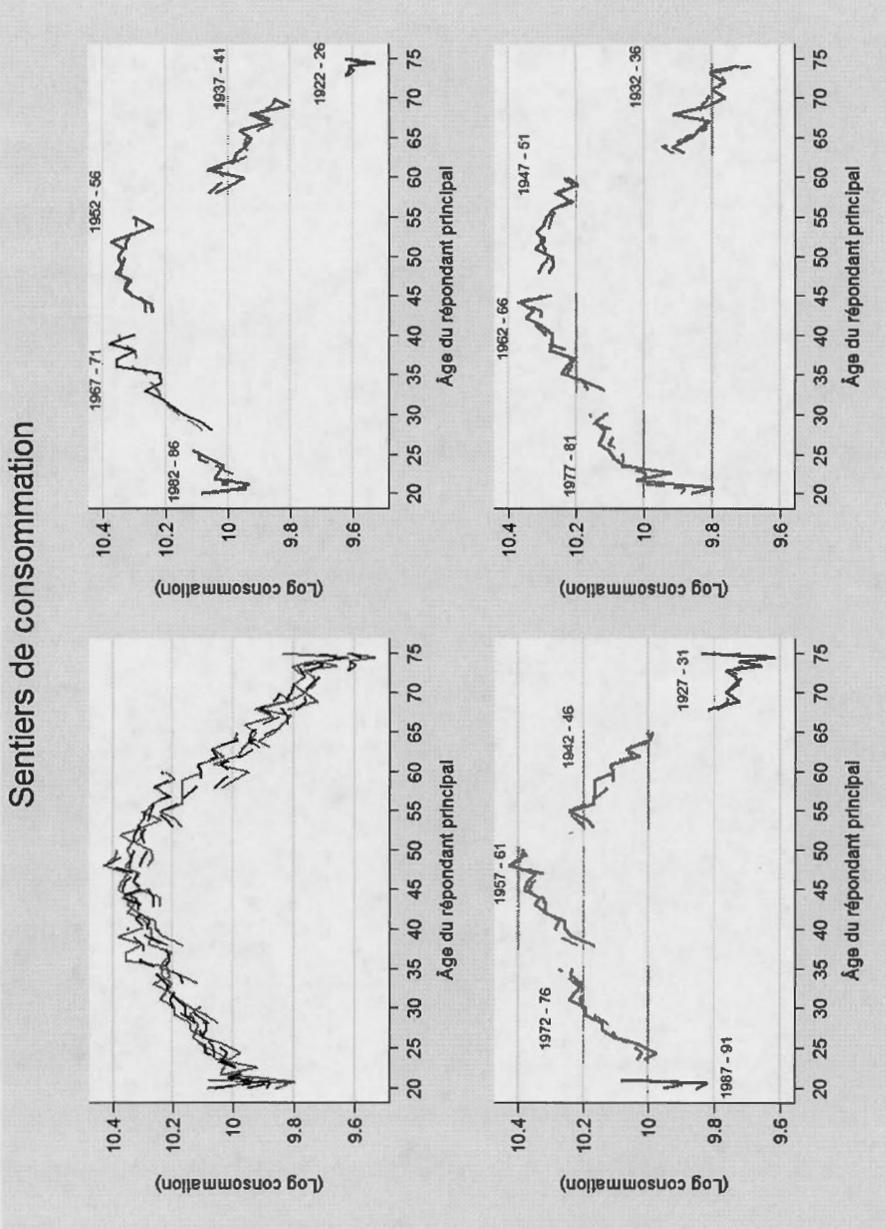
APPENDICE B

FIGURES



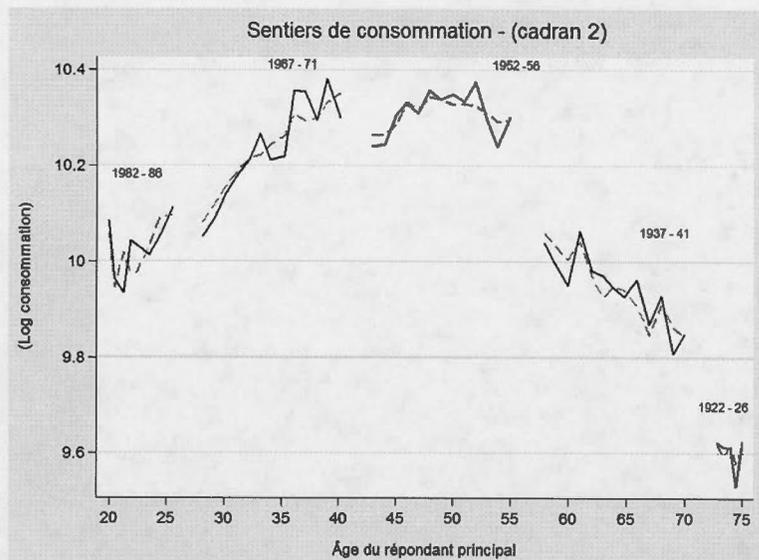
Source : Calculs de l'auteur avec les données pondérées de l'EDM et ACI.

Figure B.1 Taux de croissance du prix des maisons et de la consommation, selon le mode d'occupation.



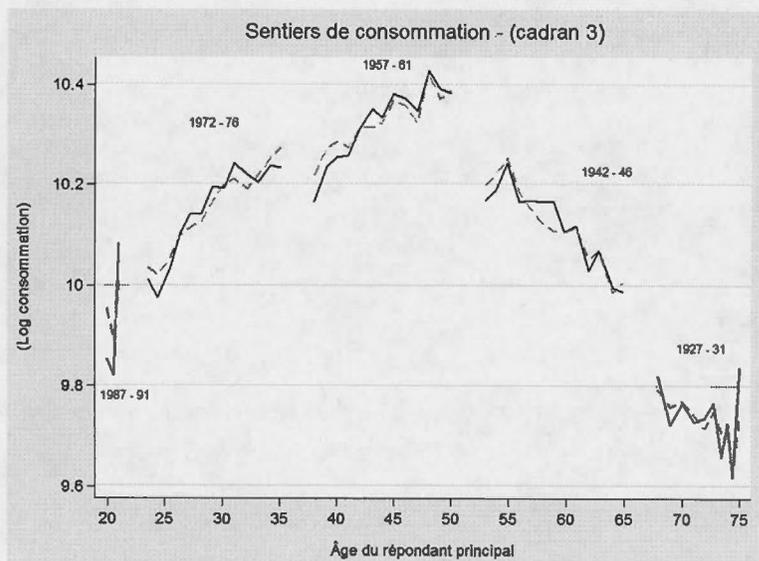
Source : Calculs de l'auteur avec les données pondérées de l'EDM.

Figure B.2 Évolution des sentiers de consommation pour chacune des cohortes du pseudo-panel.



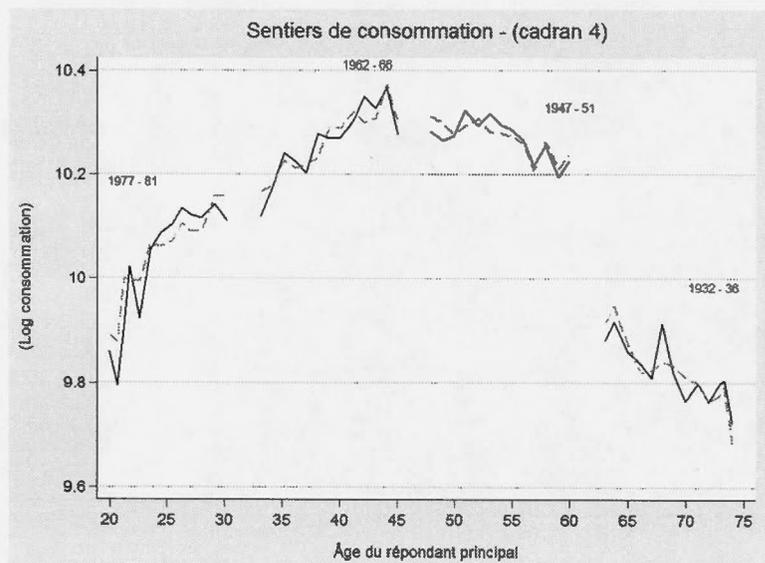
Source : Calculs de l'auteur avec les données pondérées de l'EDM.

Figure B.3 Sentiers de consommation, cadran 1 de la figure B.2



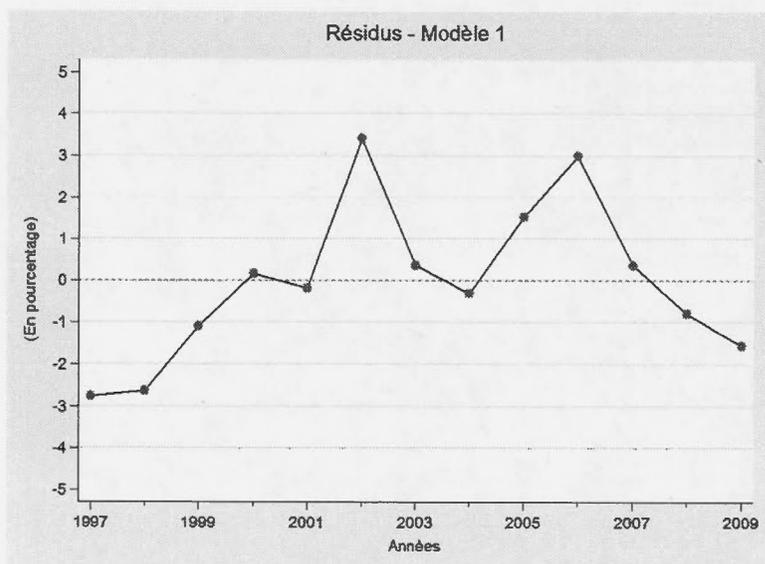
Source : Calculs de l'auteur avec les données pondérées de l'EDM.

Figure B.4 Sentiers de consommation, cadran 3 de la figure B.2



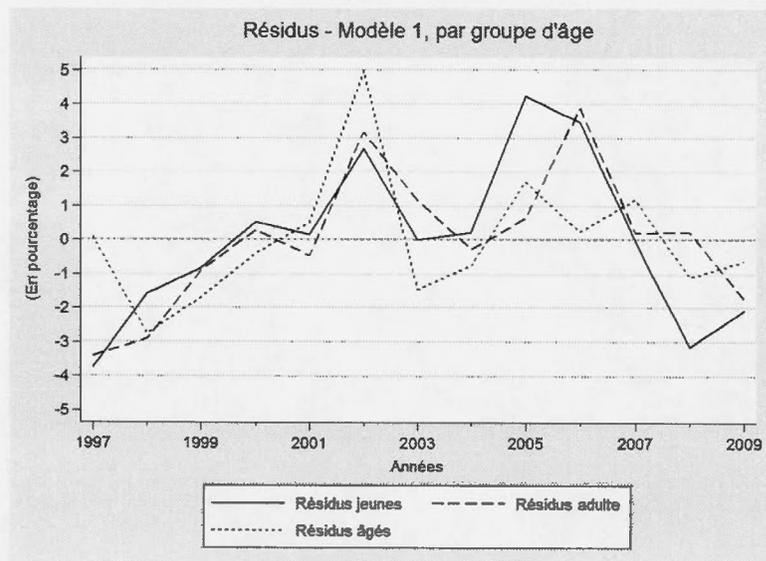
Source : Calculs de l'auteur avec les données pondérées de l'EDM.

Figure B.5 Sentiers de consommation, cadran 4 de la figure B.2



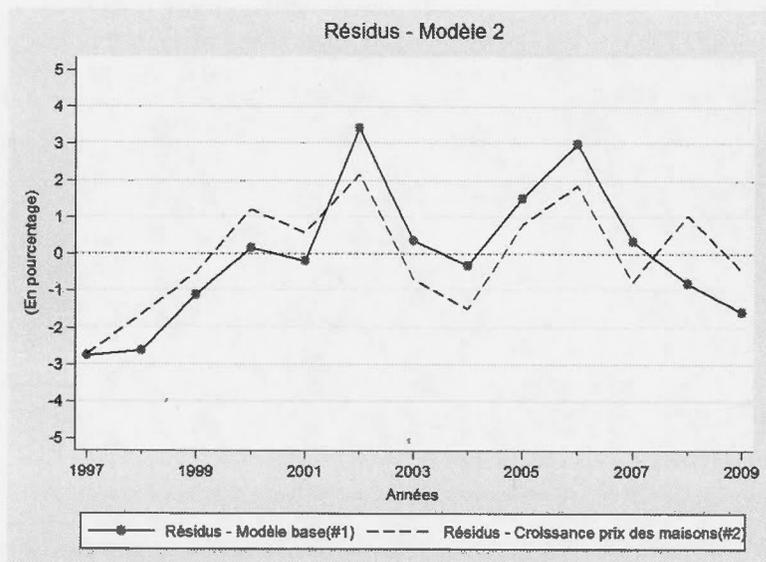
Source : Calculs de l'auteur avec les données pondérées de l'EDM.

Figure B.6 Résidus de la régression du modèle de base



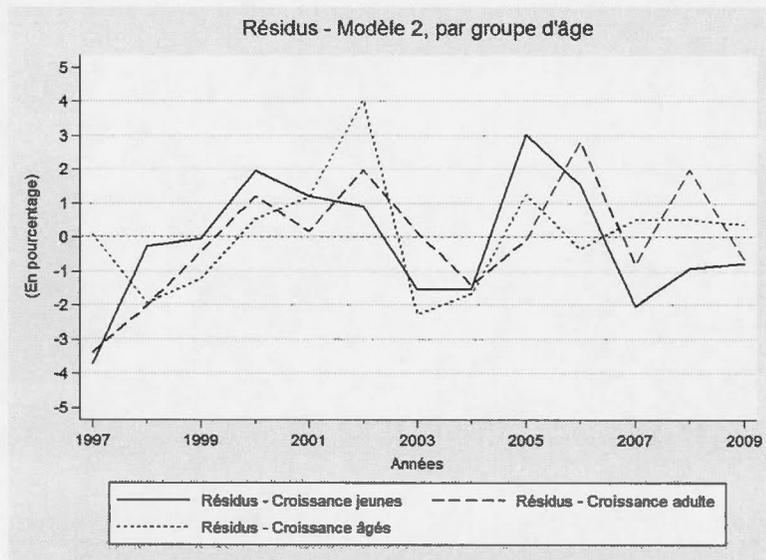
Source : Calculs de l'auteur avec les données pondérées de l'EDM et ACI.

Figure B.7 Résidus de la régression du modèle de base, par groupe d'âge



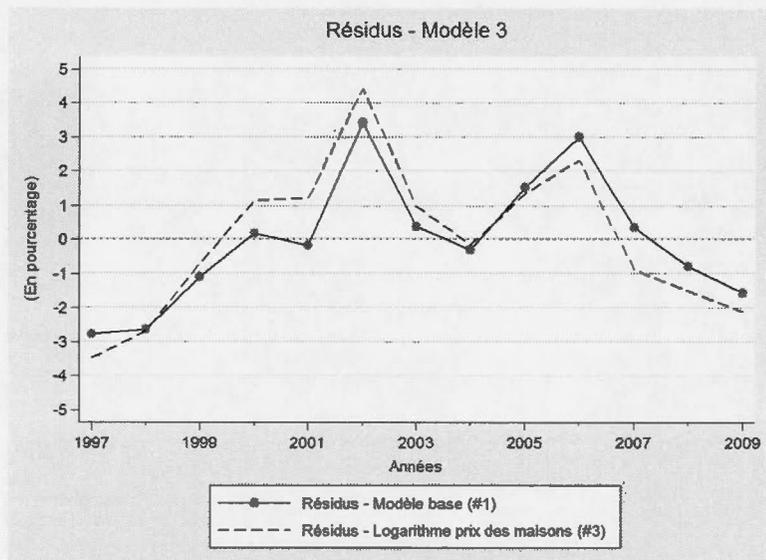
Source : Calculs de l'auteur avec les données pondérées de l'EDM et ACI.

Figure B.8 Résidus des régressions du modèle de base et du modèle avec la croissance du prix des maisons



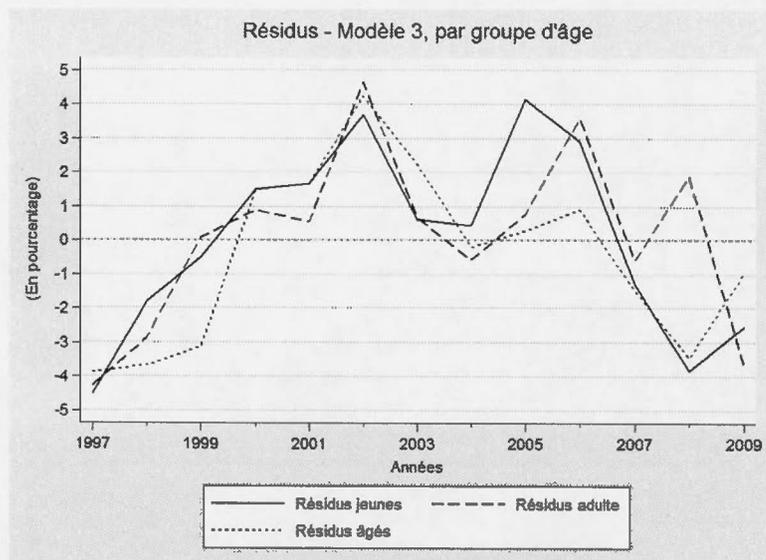
Source : Calculs de l'auteur avec les données pondérées de l'EDM et ACI.

Figure B.9 Résidus de la régression du modèle avec la croissance du prix des maisons, par groupe d'âge



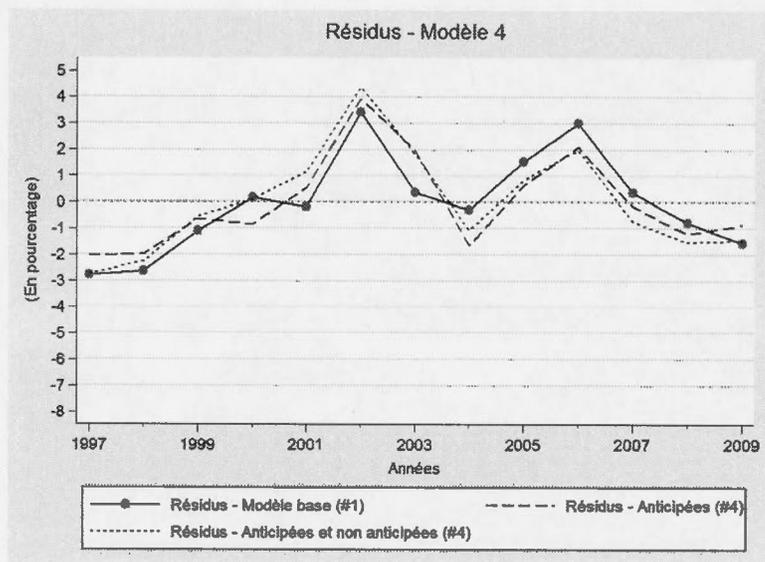
Source : Calculs de l'auteur avec les données pondérées de l'EDM et ACI.

Figure B.10 Résidus des régressions du modèle de base et du modèle avec le niveau du prix des maisons



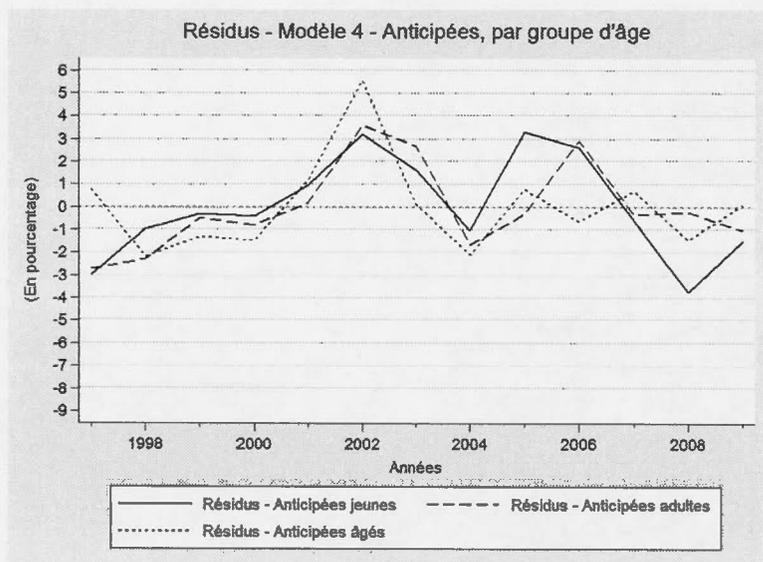
Source : Calculs de l'auteur avec les données pondérées de l'EDM et ACI.

Figure B.11 Résidus de la régression du modèle avec la croissance du prix des maisons, par groupe d'âge



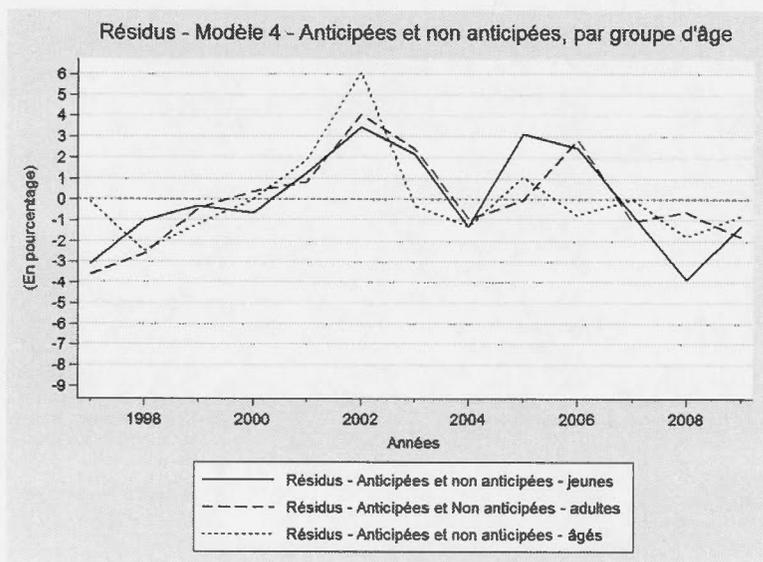
Source : Calculs de l'auteur avec les données pondérées de l'EDM et ACI.

Figure B.12 Résidus des régressions du modèle de base et du modèle avec le niveau du prix des maisons



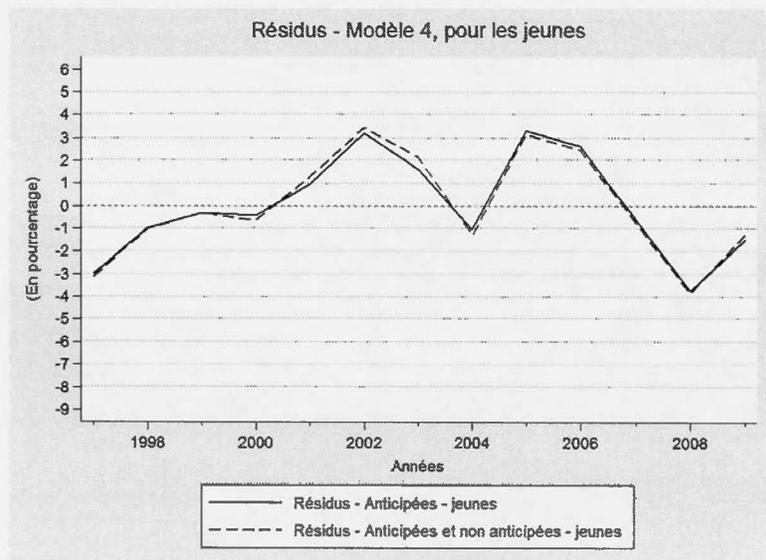
Source : Calculs de l'auteur avec les données pondérées de l'EDM et ACI.

Figure B.13 Résidus de la régression du modèle avec uniquement les variations anticipées du prix des maisons, par groupe d'âge



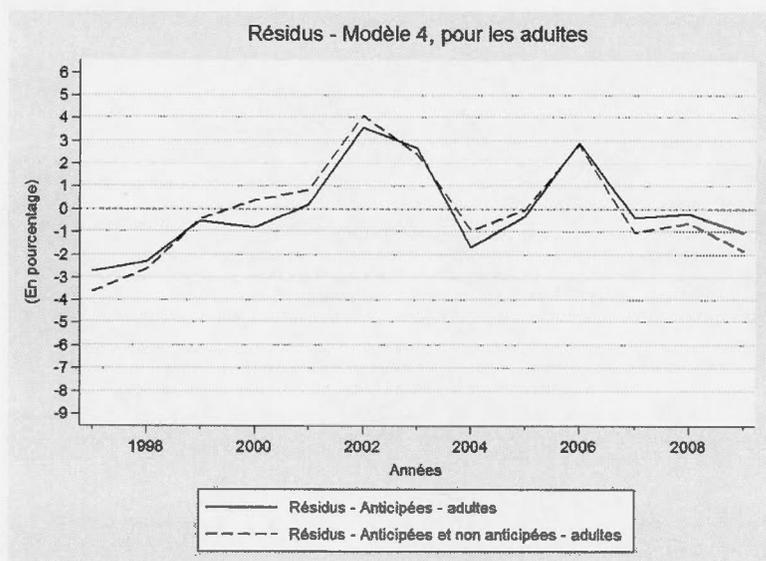
Source : Calculs de l'auteur avec les données pondérées de l'EDM et ACI.

Figure B.14 Résidus du modèle avec les variations anticipées et non anticipées du prix des maisons, par groupe d'âge



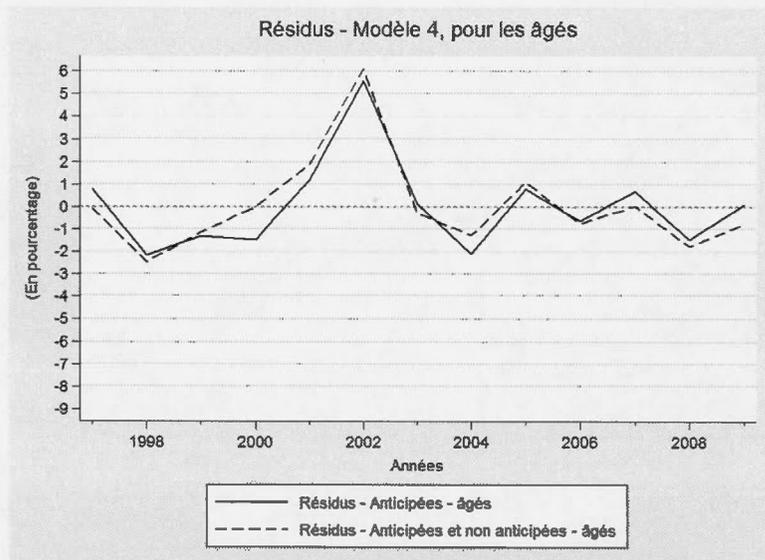
Source : Calculs de l'auteur avec les données pondérées de l'EDM et ACI.

Figure B.15 Résidus du modèle "intermédiaire" et du modèle avec les variations anticipées et non anticipées des prix, les jeunes



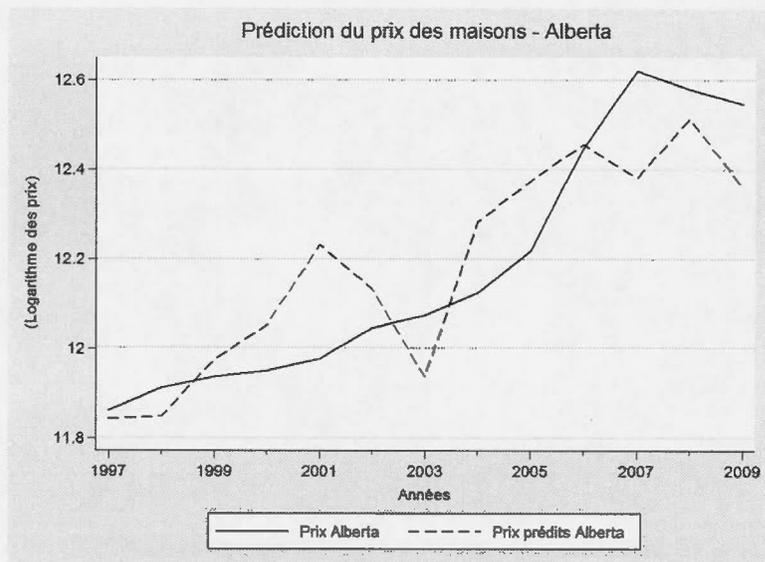
Source : Calculs de l'auteur avec les données pondérées de l'EDM et ACI.

Figure B.16 Résidus du modèle "intermédiaire" et du modèle avec les variations anticipées et non anticipées des prix, les adultes



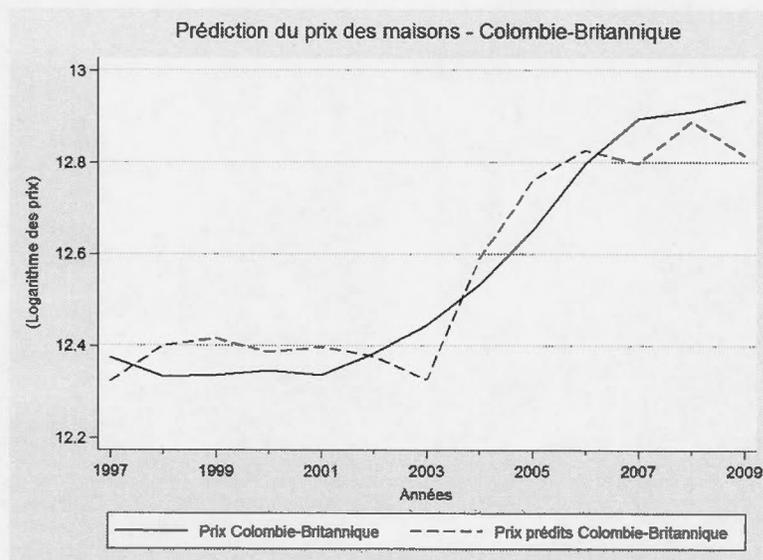
Source : Calculs de l'auteur avec les données pondérées de l'EDM et ACI.

Figure B.17 Résidus du modèle "intermédiaire" et du modèle avec les variations anticipées et non anticipées des prix, les âgés



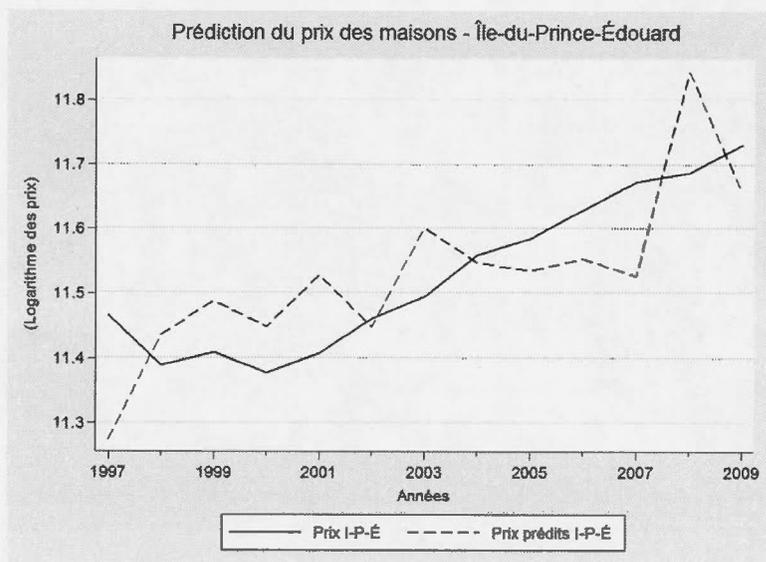
Source : Calculs de l'auteur avec les données pondérées de l'EDM et ACI.

Figure B.18 Comparaison entre le prix observé et le prix prédit par la forme réduite, Alberta



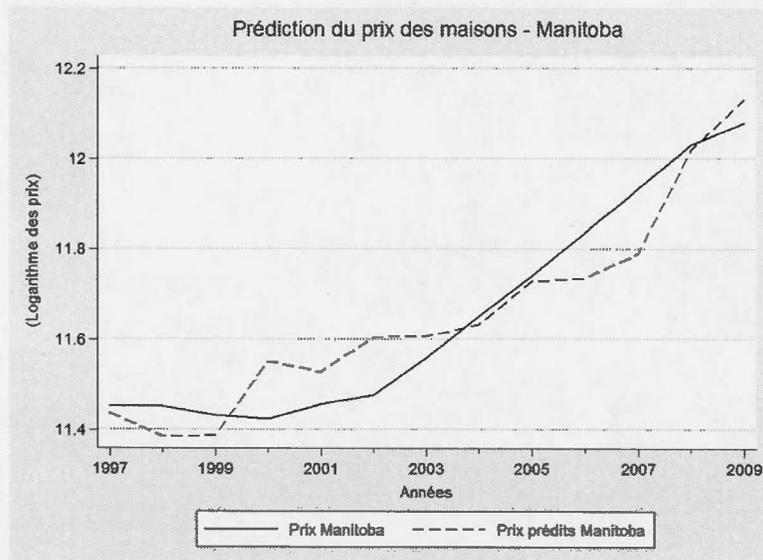
Source : Calculs de l'auteur avec les données pondérées de l'EDM et ACI.

Figure B.19 Comparaison entre le prix observé et le prix prédit par la forme réduite, Colombie-Britannique



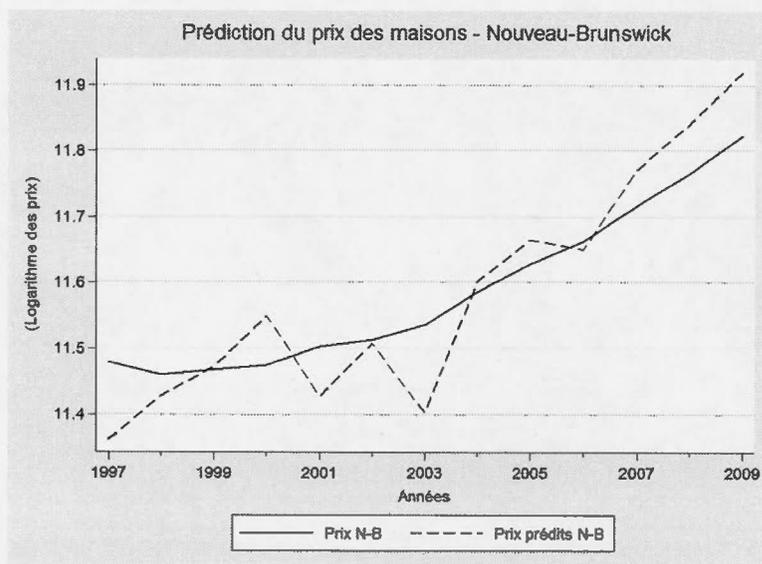
Source : Calculs de l'auteur avec les données pondérées de l'EDM et ACI.

Figure B.20 Comparaison entre le prix observé et le prix prédit par la forme réduite, Île-du-Prince-Édouard



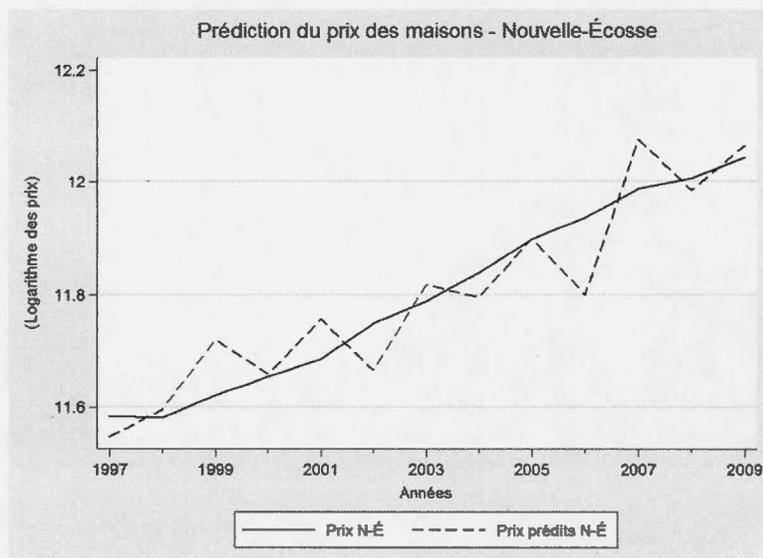
Source : Calculs de l'auteur avec les données pondérées de l'EDM et ACI.

Figure B.21 Comparaison entre le prix observé et le prix prédit par la forme réduite, Manitoba



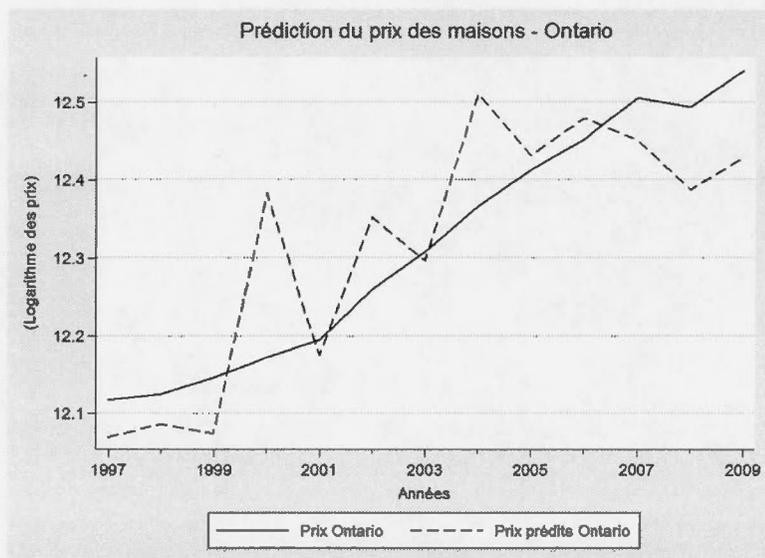
Source : Calculs de l'auteur avec les données pondérées de l'EDM et ACI.

Figure B.22 Comparaison entre le prix observé et le prix prédit par la forme réduite, Nouveau-Brunswick



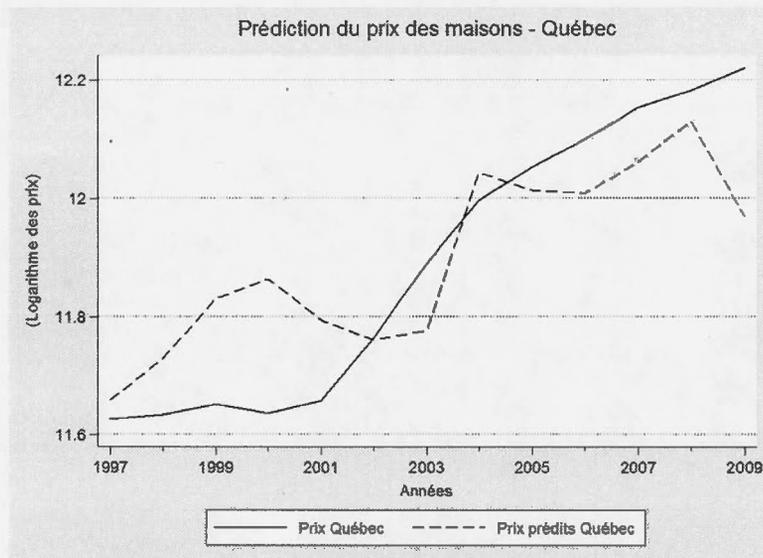
Source : Calculs de l'auteur avec les données pondérées de l'EDM et ACI.

Figure B.23 Comparaison entre le prix observé et le prix prédit par la forme réduite, Nouvelle-Écosse



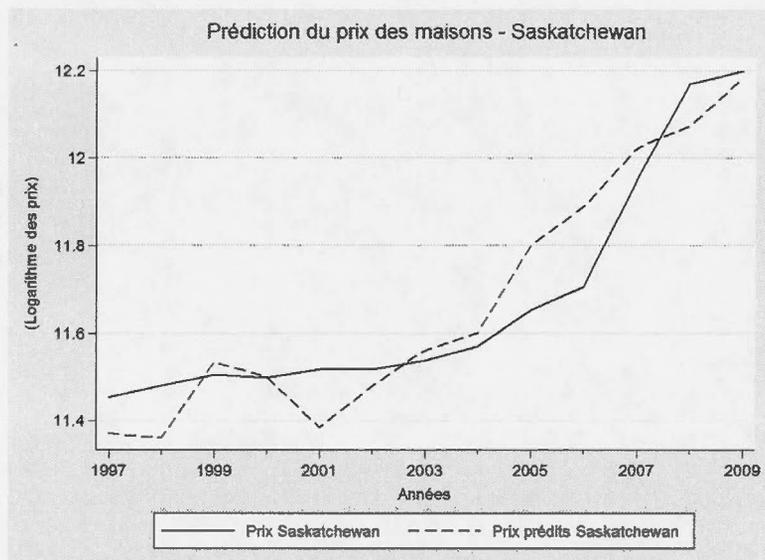
Source : Calculs de l'auteur avec les données pondérées de l'EDM et ACI.

Figure B.24 Comparaison entre le prix observé et le prix prédit par la forme réduite, Ontario



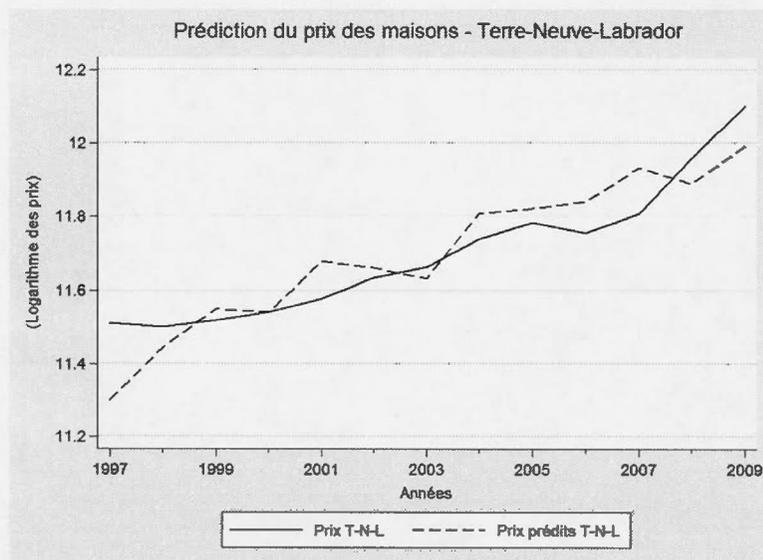
Source : Calculs de l'auteur avec les données pondérées de l'EDM et ACI.

Figure B.25 Comparaison entre le prix observé et le prix prédit par la forme réduite, Québec



Source : Calculs de l'auteur avec les données pondérées de l'EDM et ACI.

Figure B.26 Comparaison entre le prix observé et le prix prédit par la forme réduite, Saskatchewan



Source : Calculs de l'auteur avec les données pondérées de l'EDM et ACI.

Figure B.27 Comparaison entre le prix observé et le prix prédit par la forme réduite, Terre-Neuve-et-Labrador

BIBLIOGRAPHIE

- Ando, Albert, et Franco Modigliani. 1963. «The "Life Cycle" Hypothesis of Saving: Aggregate Implications and Tests». *The American Economic Review*, vol. 53, no 1, p. 55-84. En ligne. <<http://www.jstor.org/stable/1817129>>.
- Aoki, Kosuke, James Proudman et Gertjan Vlieghe. 2004. «House prices, consumption, and monetary policy: a financial accelerator approach». *Journal of Financial Intermediation*, vol. 13, no 4, p. 414-435. En ligne. <<http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S1042957304000282>>.
- Aron, Janine, et John Muellbauer (2006). Housing Wealth, Credit Conditions and Consumption, Centre for the Study of African Economies, University of Oxford. En ligne. <<http://ideas.repec.org/p/csa/wpaper/2006-08.html>>.
- Attanasio, Orazio P., Laura Blow, Robert Hamilton et Andrew Leicester. 2009. «Booms and Busts: Consumption, House Prices and Expectations». *Economica*, vol. 76, no 301, p. 20-50. En ligne. <<http://dx.doi.org/10.1111/j.1468-0335.2008.00708.x>>.
- Attanasio, Orazio P., et Guglielmo Weber. 1994. «The UK Consumption Boom of the Late 1980s: Aggregate Implications of Microeconomic Evidence». *The Economic Journal*, vol. 104, no 427, p. 1269-1302. En ligne. <<http://www.jstor.org/stable/2235449>>.
- Banque Mondiale. «Canada - Taux d'intérêt réel (%) | Statistiques». En ligne. <http://perspective.usherbrooke.ca/bilan/servlet/BMTendanceStatPays?langue=fr&codePa ys=CAN&codeTheme=2&codeStat=FR.INR.RINR>
- Browning, Martin, Angus Deaton et Margaret Irish. 1985. «A Profitable Approach to Labor Supply and Commodity Demands over the Life-Cycle». *Econometrica*, vol. 53, no 3, p. 503-543. En ligne. <<http://www.jstor.org/stable/1911653>>.
- Browning, Martin, et Annamaria Lusardi. 1996. «Household Saving: Micro Theories and Micro Facts». *Journal of Economic Literature*, vol. 34, no 4, p. 1797-1855. En ligne. <<http://ideas.repec.org/a/aca/jeclit/v34y1996i4p1797-1855.html>>.
- Campbell, John Y., et João F. Cocco. 2007. «How do house prices affect consumption? Evidence from micro data». *Journal of Monetary Economics*, vol. 54, no 3, p. 591-621. En ligne. <<http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0304393206001279>>.

- Canadian Mortgage Trends. «New Mortgage Rules Round 4». En ligne
 .<http://www.canadianmortgagetrends.com/canadian_mortgage_trends/2012/06/new-mortgage-rules-round-4.html>.
- Case, Karl E., John M. Quigley et Robert J. Shiller. 2005. «Comparing Wealth Effects: The Stock Market versus the Housing Market». *The B.E. Journal of Macroeconomics*, vol. 0, no 1. En ligne. <<http://ideas.repec.org/a/bpj/bejmac/vadvances.5y2005i1n1.html>>.
- (2011). Wealth Effects Revisited 1978-2009, National Bureau of Economic Research, Inc. En ligne. <<http://ideas.repec.org/p/nbr/nberwo/16848.html>>.
- CREA. «CREAstats - National Statistics». En ligne.<<http://creastats.crea.ca/natl/index.htm>>.
- Cristini, Annalisa, et Almudena Sevilla-Sanz (2011). Do House Prices Affect Consumption? A Comparison Exercise, University of Oxford, Department of Economics. En ligne.
 <<http://ideas.repec.org/p/oxf/wpaper/589.html>>.
- Deaton, Angus. 1985. «Panel data from time series of cross-sections». *Journal of Econometrics*, vol. 30, no 1-2, p. 109-126. En ligne.
 <<http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/0304407685901344>>. Consulté le 1985/11//.
- Engelhardt, Gary V. 1994. «House Prices and the Decision to Save for Down Payments». *Journal of Urban Economics*, vol. 36, no 2, p. 209-237. En ligne.
 <<http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0094119084710333>>.
- , 1995. «House Prices and Home Owner Saving Behavior». *National Bureau of Economic Research Working Paper Series*, vol. No. 5183. En ligne.
 <<http://www.nber.org/papers/w5183>>. Consulté le July 1995.
- Engelhardt, Gary V., et Christopher J. Mayer. 1998. «Intergenerational Transfers, Borrowing Constraints, and Saving Behavior: Evidence from the Housing Market». *Journal of Urban Economics*, vol. 44, no 1, p. 135-157. En ligne.
 <<http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0094119097920647>>.
- FMI. *Canada Selected Issue Paper*, [en ligne]. Décembre 2011. IMF Country Report No. 11/365. En ligne. <<http://www.imf.org/external/pubs/ft/scr/2011/cr11365.pdf>>.
- Gourinchas, Pierre-Olivier, et Jonathan A. Parker. 2002. «Consumption Over the Life Cycle». *Econometrica*, vol. 70, no 1, p. 47-89. En ligne.
 <<http://ideas.repec.org/a/ecm/emetrp/v70y2002i1p47-89.html>>.
- Gouvernement du Canada, Statistique Canada. «Enquête sur la sécurité financière (ESF)». En ligne. <http://www23.statcan.gc.ca:81/imdb/p2SV_f.pl?Function=getSurvey&SDDS=2620&lang=fr&db=imdb&adm=8&dis=2>.

- . «Enquête sur les dépenses des ménages (EDM)». En ligne.
 <http://www23.statcan.gc.ca:81/imdb/p2SV_f.pl?Function=getSurvey&SDDS=3508&lang=en&db=imdb&adm=8&dis=2>.
- . «Indice des prix des logements neufs (IPLN)». En ligne.
 <http://www23.statcan.gc.ca:81/imdb/p2SV_f.pl?Function=getSurvey&lang=en&db=imdb&adm=8&dis=2&SDDS=2310>.
- . «Tableau 380-0067 - Dépenses de consommation finale des ménages». En ligne
 <<http://www.statcan.gc.ca/nea-cen/hr2012-rh2012/data-donnees/cansim/tables-tableaux/iea-crd/c380-0067-fra.htm>>.
- . «Tableau 027-0015 Société canadienne d'hypothèques et de logement, taux des prêts hypothécaires ordinaires, terme de 5 ans». Statistique Canada. En ligne
 <<http://www5.statcan.gc.ca/cansim/pick-choisir?lang=fra&p2=33&id=0270015>>.
- Lustig, Hanno, et Stijn Van Nieuwerburgh. 2010. «How much does household collateral constrain regional risk sharing?». *Review of Economic Dynamics*, vol. 13, no 2, p. 265-294. En ligne. <<http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S1094202509000544>>.
- Muellbauer, John, Anthony Murphy, Mervyn King et Marco Pagano. 1990. «Is the UK Balance of Payments Sustainable?». *Economic Policy*, vol. 5, no 11, p. 348-395. En ligne. <<http://www.jstor.org/stable/1344481>>.
- Paiella, Monica. 2009. «The Stock Market, Housing and Consumer Spending: A Survey of the Evidence on Wealth Effects ». *Journal of Economic Surveys*, vol. 23, no 5, p. 947-973. En ligne. <<http://dx.doi.org/10.1111/j.1467-6419.2009.00595.x>>.
- Poterba, James M., 1991. «House Price Dynamics: The Role of Tax Policy». *Brookings Papers on Economic Activity*, vol. 22, no 2, p. 143-204. En ligne.
 <<http://ideas.repec.org/a/bin/bpeajo/v22y1991i1991-2p143-204.html>>.
- . 2000. «Stock Market Wealth and Consumption». *The Journal of Economic Perspectives*, vol. 14, no 2, p. 99-118. En ligne. <<http://www.jstor.org/stable/2647097>>.
- Richard, Disney, John Gathergood et Andrew Henley. 2010. «House Price Shocks, Negative Equity, and Household Consumption in the United Kingdom». *Journal of the European Economic Association*, vol. 8, no 6, p. 1179-1207. En ligne.
 <<http://ideas.repec.org/a/tpr/jeurec/v8y2010i6p1179-1207.html>>.
- Sinai, Todd et Nicholas S. Souleles. 2005. «Owner-Occupied Housing as a Hedge Against Rent Risk». *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 120, no 2, p. 763-789. En ligne.
 <<http://ideas.repec.org/a/tpr/qjecon/v120y2005i2p763-789.html>>.
- Skinner, Jonathan, S., 1994. «Housing and Saving in the United States». p. 191-214: National Bureau of Economic Research, Inc. En ligne.
 <<http://ideas.repec.org/h/nbr/nberch/8826.html>>.

Teranet – Banque Nationale. «Indice de Prix de Maison Teranet – Banque Nationale ». En ligne. <<http://www.housepriceindex.ca/Default.aspx>>.