

Table des matières

Résumé	iii
Table des matières	iv
Liste des tableaux.....	v
Liste des graphiques	vi
Introduction	1
Revue de la littérature.....	3
Les effets d'une hausse ou d'une baisse de la richesse.....	3
L'accessibilité au crédit.....	8
L'endettement des ménages	8
Les données	11
Le modèle	20
La méthodologie	22
La relation de long terme	22
Stationnarité des variables	23
La relation de court terme	24
Richesse de revenu.....	25
Richesse financière	25
Richesse immobilière	26
Résultats et interprétations.....	27
Test de stationnarité Dickey-Fuller	27
Équation de long terme	29
Équation de court terme.....	30
Conclusion.....	32
Bibliographie.....	33
Annexe.....	35

Liste des tableaux

Tableau 1 : Études empiriques : les effets de la richesse sur la consommation	6
Tableau 2 : Test de stationnarité standard (variables).....	27
Tableau 3 : Test de stationnarité standard (résidu)	28
Tableau 4 : Équation de long terme (1981 à 2010).....	29
Tableau 5 : Équation de court terme (1981 à 2010)	30
Tableau 6 : Test de stationnarité Dickey-Fuller avec retards et tendance	35
Tableau 7 : Test de stationnarité Dickey-Fuller standard	40
Tableau 8 : Estimations à long terme (1981 à 2010).....	44
Tableau 9 : Estimations à court terme (1981 à 2010)	45
Tableau 10 : Régression entre l'indice des prix des logements neufs.....	47

Liste des graphiques

Graphique 1: Revenu disponible réel des ménages québécois de 1981 à 2010	12
Graphique 2: Crédit à la consommation réel des ménages québécois de 1981 à 2010	13
Graphique 3: Taux d'endettement des ménages québécois (%): rapport entre le crédit à la consommation et le revenu disponible de 1981 à 2010.....	14
Graphique 4: Valeur immobilière au Québec: prix moyen des résidences (neuf, usagé, condo) et indice des prix des logements neufs au Québec de 1981 à 2010	16
Graphique 5: Indice composé Standard and Poor's de la bourse de Toronto (TSX/S&P) au Canada de 1981 à 2010	17
Graphique 6: Taux réel des prêts à la consommation de 1981 à 2010	18
Graphique 7: Indice de confiance des consommateurs canadiens de 1980 à 2010	19

Introduction

La perception face à l'endettement a évolué au fil du temps. Quand autrefois, il était plus commun d'épargner les fonds nécessaires pour effectuer des achats futurs, aujourd'hui, on observe le comportement inverse. « Acheter maintenant et payer plus tard » est une philosophie qui est maintenant bien ancrée dans la société moderne et qui n'est plus considérée comme étant un comportement immoral. Depuis les 30 dernières années, le taux d'endettement des ménages au Canada ne cesse d'augmenter étant donné que le crédit à la consommation augmente plus rapidement que les revenus personnels disponibles, menant ainsi le taux d'endettement à la consommation à plus de 45% au pays en 2010.¹ Au Québec, la tendance est la même, cependant, année après année, le taux se situe en moyenne à 5% en dessous du taux de l'ensemble du pays. En 2010, le taux d'endettement des ménages était plutôt à 39% dans la province.

L'importance de porter une attention particulière aux fluctuations de l'endettement est primordiale afin de prévenir les récessions économiques, ou du moins, amoindrir leur impact. Advenant un choc ou une crise économique, la capacité des ménages à rembourser leurs dettes s'avère importante afin de minimiser les effets globaux. Une bonne santé financière des ménages représente donc une fondation solide pour un pays et un déséquilibre à ce niveau vient freiner la croissance économique. Pour cette raison, l'identification des déterminants de l'endettement et la mesure de leurs effets aide à la création d'outils pouvant servir de stabilisateurs.

L'objectif de cette étude consiste à quantifier la réponse des ménages face à une variation de leur richesse sur leur taux d'endettement à la consommation. Pour se faire, celle-ci sera réalisée à l'aide d'une analyse macroéconomique, couvrant une période de près de 30 années de 1981 à 2010, sur la population québécoise.

¹ Institut de la statistique du Québec (ISQ)

En nous basant sur la théorie du revenu permanent de Milton Friedman – stipulant que le choix des consommateurs se fait par leur estimation de leur revenu à long terme et non pas par leur revenu actuel – notre recherche captera les effets de la richesse humaine, la richesse financière ainsi que la richesse immobilière, non pas sur la consommation, mais sur un aspect moins évoqué dans la littérature : sur l'endettement des ménages pour fin de consommation au Québec. Le revenu personnel disponible, l'indice composé Standard and Poor's de la bourse de Toronto ainsi que l'indice des prix des logements serviront respectivement à mesurer ces différents types de richesse pour le modèle à long terme. De plus, l'impact de la confiance des consommateurs face à l'économie, ainsi que la fluctuation des taux d'intérêt seront également analysés pour le modèle à court terme.

Dans ce mémoire, la première partie consiste en une revue de littérature sur le sujet, suivie par une description des données utilisées pour la recherche, ainsi que la méthodologie privilégiée. Enfin, la seconde partie comprend la présentation des résultats obtenus et une interprétation de ceux-ci, suivie d'une conclusion.

Revue de la littérature

Plusieurs auteurs aux quatre coins du globe se sont penchés sur les effets de la richesse sur la consommation, mais bien peu ont analysé la question de l'endettement. Deux principales théories amenées par deux Lauréats du prix Nobel en économie ont servi de tremplin aux études sur la consommation des agents économiques, et ont pu ainsi propulser plusieurs débats dans la littérature. La théorie du revenu permanent développée par Milton Friedman (1957) suppose qu'un individu a tendance à consommer selon son revenu permanent et non pas selon son revenu courant afin de lisser sa consommation intertemporelle. Quant à la théorie du cycle de vie de Franco Modigliani (1963), elle tend à expliquer le niveau de consommation et le niveau d'épargne choisis par l'individu au cours de sa vie. Ceci implique que les jeunes dépensent plus que ce qu'ils reçoivent de revenu en investissant dans leur éducation dans le but d'augmenter leurs revenus futurs une fois sur le marché du travail. Un comportement inverse s'ensuivra durant leur vie adulte: un plus grand revenu servira à rembourser les dettes encourues et sera épargné afin de se préparer à leurs vieux jours. Enfin, une fois à la retraite, l'accumulation des épargnes permettra de maintenir un rythme de vie équivalent. Plusieurs thèmes sont récurrents dans la littérature pour venir expliquer les décisions prises par les individus et bien que les études ne démontrent pas des résultats identiques entre elles, les conclusions sont, en général, similaires à travers l'éventail des pays observés.

Les effets d'une hausse ou d'une baisse de la richesse

Le lien entre l'augmentation de la richesse immobilière, la richesse financière, et les dépenses de consommation a été analysé dans un travail de grande envergure par Case, Quigley et Shiller (2005). À l'aide d'un premier panel d'observations annuelles analysant les données comprises entre 1975 et 1996 de

14 pays développés² et d'un second panel d'observations trimestrielles entre 1982 et 1999 d'un groupe d'États américains, ils ont pu conclure que les changements au niveau de la consommation sont positivement et significativement attribuables à l'évolution de la richesse et des revenus du patrimoine immobilier, chose qui n'est pas toujours le cas pour le marché boursier. Les résultats démontrent qu'une augmentation de 10% de la richesse immobilière engendre une hausse de 1,1% de la consommation en ce qui concerne les pays internationaux étudiés, alors qu'une augmentation équivalente de la richesse financière n'induit aucun changement sur celle-ci. En ce qui concerne nos voisins du sud, une hausse approximative de 0,4% est observée, et ce, pour les deux effets de richesse.

Toutefois, Muellbauer (2007) critique certains aspects des résultats amenés par Case et al. (2005) en insistant sur le fait que la partie internationale de l'étude omet le contrôle des effets des taux d'intérêt, du taux de chômage, des anticipations de croissance des revenus ainsi que des changements dans les conditions de crédit. Leur modèle ne considérant pas la différence institutionnelle concernant l'accessibilité du crédit, la forte corrélation de la hausse des prix de l'immobilier est considérée comme étant biaisée. De plus, le papier publié par Muellbauer fait référence aux changements dans le comportement des consommateurs suite aux innovations du marché du crédit et en contrôlant cette variable sur des études effectuées antérieurement, l'auteur amène que l'effet de richesse du logement des États-Unis correspond au double de celui existant au Royaume-Uni.

Dans un autre ordre d'idée, suite aux chocs immobiliers survenus dans certaines parties d'Asie à la fin du 20^e siècle, Sock-Yong Phang s'est intéressée à l'impact possible qu'aurait pu avoir le changement brutal du niveau des prix des logements sur la population. Bien que le marché du Singapour a connu deux booms immobiliers assez spectaculaires, les travaux de Phang (2004) ne

² Les 14 pays compris dans le panel sont: Belgique (1978-1996), Canada (1978-1993), Danemark (1978-1996), Finlande (1978-1996), France (1982-1996), Allemagne (1991-1995), Irlande (1982-1987, 1994- 1995), Pays-Bas (1978-1996), Norvège (1980-1996), Espagne (1975-1996), Suède (1975-1996), Suisse (1991-1996), Royaume-Uni (1978-1996), et les États-Unis (1975-1997).

suggèrent aucun effet significatif entre la richesse immobilière et la consommation globale. Une hausse de 139% des prix des logements a été observée au pays entre 1979 et 1983, et le prix des logements a également triplé entre 1987 et 1996. Cependant, et contrairement aux résultats amenés par les différents auteurs pour les pays de l'OCDE, l'accroissement des prix de l'immobilier n'a pas incité une hausse de la consommation des ménages. Phang (2004) soulève deux explications possibles : d'abord, il n'est pas aussi simple pour les ménages de financer leur consommation par une hausse de la valeur de leur propriété à cette époque au Singapour. Vendre celle-ci, faire l'achat d'une nouvelle maison et prendre un nouveau prêt hypothécaire engendre des coûts de transactions et représente un moyen plutôt absurde. Ensuite, une deuxième explication amenée par Skinner (1989) suggère que les effets de richesse sur la consommation sont modérés lorsque les individus sont concernés par leurs enfants qui seront éventuellement confrontés à la hausse des prix des logements. Les parents peuvent alors être plus enclins à vouloir laisser un plus grand héritage pour les aider à faire face à une telle situation.

Pour continuer, un papier publié par Jeremy A. Leonard (2010) met en lumière différentes conclusions obtenues par quelques études empiriques américaines effectuées sur le sujet. Un assemblage des résultats obtenus est présenté dans le tableau 1 afin d'illustrer l'impact de chaque dollar supplémentaire gagné au niveau du patrimoine immobilier ou financier.

Tableau 1 : Études empiriques : les effets de la richesse sur la consommation

Études empiriques : les effets de la richesse sur la consommation (Données américaines)			
		Montant consommé pour chaque dollar supplémentaire (en cents)	
Étude	Années observées	Richesse immobilière	Richesse financière
Bostic, Stuart, and Painter [2009]	1989-2001	6	2
Carroll, Otsuka, and Slacalek [2006]	1960-2001	9	4
Case, Quigley, and Shiller [2005]	1982-1999	5-9	2
Benjamin, Chinloy, and Jud [2004]	1952-2001	8	2
Levin [1998]	1969-1979	6	<2

Source: *The impact of the housing market boom and bust on consumption spending*, p. 86

Toutefois, les estimations obtenues par Leonard (2010) lui ont permis de conclure que la consommation d'un agent augmentait de 15 cents pour chaque hausse de 1\$ dans sa richesse immobilière. Cette variation est supérieure aux résultats cités ci-dessus et cet écart est justifié, selon Leonard, par l'accès aux prêts sur valeurs domiciliaires plus faciles depuis 2004-2005 aux États-Unis. De plus, cet article soulève que les changements dans la consommation des ménages proviennent des dépenses faites sur les biens non durables et les services. Les résultats obtenus démontrent qu'une hausse de 1\$ dans la richesse immobilière se traduit par une hausse de 4,9 cents pour les biens non durables et de 8,9 cents pour les services. Par contre, le même impact n'est pas détecté sur les biens durables, et ceci suggère que les dépenses nécessaires pour ce genre d'item dépendent de facteurs autres que le revenu et la richesse. Par exemple, la décision d'acheter une nouvelle voiture pourrait plutôt dépendre du prix de l'essence et des taux d'intérêt.

Leonard (2010) fait ressortir un angle moins exploré sur l'effet de richesse et évoque la relation entre la richesse immobilière et la consommation des 50 dernières années aux États-Unis. En portant une attention particulière sur la période couvrant la crise économique de 2008, l'auteur observe que l'effet de richesse a été significativement plus grand durant ces années grises que sur les années plus glorieuses. Une étude microéconomique, faite par Engelhardt³ (1996), aborde également ce phénomène et démontre que la relation est effectivement plus forte et que la consommation baisse proportionnellement davantage en situation de récession qu'elle augmente en moment de croissance. (0,004 à 0,08 à la hausse, et de 0,04 à 0,13 lors des chutes).

Disney, Henley et Jevons (2002) se sont aussi penchés sur cet angle en analysant conjointement les données des prix des logements au Royaume-Uni avec le niveau d'épargne des ménages britanniques au cours des années 1990. Leur étude suggère que la propension marginale à consommer induite par la richesse immobilière est comprise entre 0,01 et 0,03. De plus, leurs conclusions affirment un comportement asymétrique des ménages entre les périodes de hausse et de baisse des prix de l'immobilier. Une consommation plus forte est perçue en période de hausse alors qu'on observe un impact disproportionné sur l'épargne des ménages lors d'une baisse des prix des logements. À l'opposer, les résultats des travaux de Skinner (1993 et 1996) démontrent qu'il n'y a aucun effet significatif entre l'accroissement du prix de l'immobilier et la consommation, alors qu'une chute de la richesse immobilière induit une propension à la consommation significative. Son interprétation étant que les gains sur les valeurs des propriétés peuvent être anticipés alors que les pertes ne le sont pas.

³ Engelhardt, Gary V. 1996, «House prices and home owner saving behavior», *Regional Science and Urban Economics*, p.313-36.

L'accessibilité au crédit

Un point récurrent dans la littérature concernant la relation entre la richesse immobilière et les véhicules financiers offerts par les banques à l'époque a également été soulevé dans le papier de Leonard (2010). Jusqu'au milieu des années 1980, convertir la valeur de sa maison en argent comptant n'était pas chose commune aux États-Unis. Les véhicules financiers n'étaient pas ce qu'ils sont aujourd'hui et l'appréciation de la valeur de la maison ne pouvait pas servir facilement pour financer sa consommation, même si on l'avait voulu. Maintenant, la grande disponibilité des prêts sur valeur domiciliaire a supprimé cet obstacle et une hausse de la valeur de sa demeure peut effectivement servir de garantie et servir de poids pour obtenir une marge de crédit supplémentaire.

Un texte de Crawford (2012), de la Banque du Canada fait également référence à ce phénomène. Des micro données sont utilisées pour évaluer les facteurs qui ont influencé le niveau de la dette des ménages au Canada depuis la fin des années 1990. Bien que le vieillissement de la population a eu un effet modérateur sur la croissance du crédit à la consommation des ménages, les résultats obtenus soutiennent que le niveau moyen de la dette a augmenté pour tous les groupes d'âge. Les facteurs en cause qui ont été soulevés sont les faibles taux d'intérêt, le prix élevé des maisons, ainsi que l'expansion des produits financiers disponibles. Tout ceci a contribué à la croissance du crédit, et donc, à l'augmentation du ratio d'endettement des ménages canadiens.

L'endettement des ménages

Mian et Sufi (2009) se sont intéressés à l'évolution de la dette des ménages américains depuis 1975 et ont porté une attention particulière à l'accroissement de celle-ci entre 2002 et 2007. En l'espace de 5 ans, la balance de la dette des ménages a doublé, comparativement à une hausse plus modérée observée du

côté des entreprises. Encore une fois, l'accès plus facile aux marges de crédit hypothécaire est une explication amenée par les auteurs, considérant le fait que 65% des ménages américains étaient propriétaires avant l'ascension spectaculaire du prix des logements.

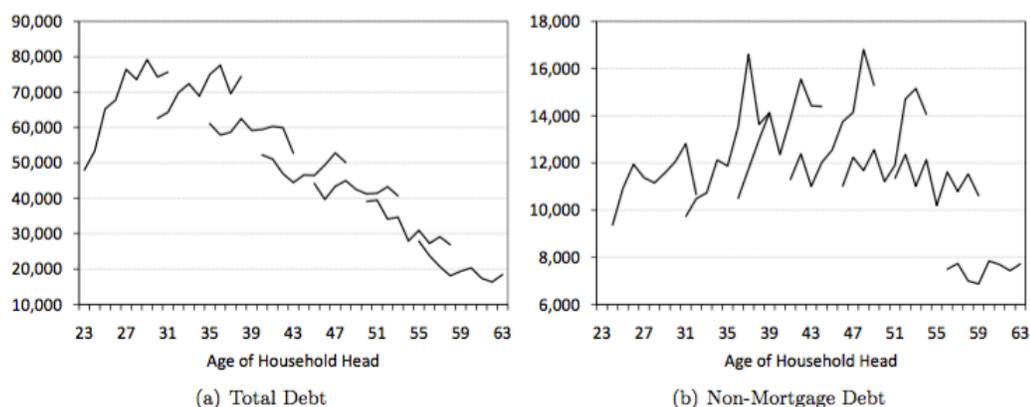
L'objectif de leur étude était d'estimer comment les propriétaires réagissent aux hausses des prix de l'immobilier et d'identifier quel groupe avait une réaction plus forte. Un échantillon s'élevant à 74 000 propriétaires américains leur permet d'amener que l'effet des prix de l'immobilier sur l'emprunt n'est pas uniforme à travers les agents observés. Les propriétaires ayant une grande propension à emprunter sur leurs cartes de crédit et possédant une faible cote de crédit représentaient ceux qui avaient le plus tendance à emprunter suite à l'accroissement de la valeur de leur propriété. Alors que ceux se trouvant au quartile supérieur de l'échantillon (propriétaires avec les meilleurs scores de crédit et utilisation plus faible du crédit disponible) ne dégageaient pas ce changement de comportement.

Pour continuer, Mian et Sufi (2009) s'intéressent également à l'utilisation des fonds empruntés sur le patrimoine immobilier. À l'aide de données sous forme de panel, ils concluent que suite à la hausse du prix de leur logement, les ménages ne sont pas incités à déménager dans une propriété d'une plus grande valeur, ni à investir dans l'immobilier, ni à financer l'achat d'actifs financiers, ni à rembourser des dettes provenant des cartes de crédit. Les auteurs suggèrent plutôt que les ménages utilisent ce nouvel emprunt pour apporter des améliorations à leur demeure ainsi que pour consommer davantage. Ces conclusions sont cohérentes avec celles amenées dans les travaux de Brady, Canner et Maki (2000). Ces derniers avaient soulevé que les fonds provenant d'une marge de crédit hypothécaire servaient à 40% pour effectuer des rénovations à la propriété et à 39% pour la consommation.

Un document de travail publié par la Banque du Canada, rédigé par Katya Kartashova et Ben Tomlin (2013) reprend l'idée exploitée par Mian et Sufi (2009) et met sous lumière la relation du prix des logements, de la consommation et du recours au crédit des ménages canadiens. À l'aide de données couvrant les années 1999 à 2007, les auteurs procèdent avec la méthode de régression quantile afin d'explorer la relation entre les prix des maisons par région et la dette totale des ménages. Les résultats obtenus les amènent à dire que les prix des maisons sont positivement associés à la dette des ménages tout au long de la distribution.

Un second résultat confirme également le même effet avec les dettes non hypothécaires pour les propriétaires de tous âges. La relation est cependant plus forte pour les personnes de 35 ans et plus. De plus, Kartashova et Tomlin (2013) remarquent que bien que l'évolution de la dette totale des ménages soit cohérente avec la théorie du cycle de vie développée par Ando et Modigliani (1963), ce n'est pas le cas pour la dette non hypothécaire. Le montant total de la dette suit effectivement la théorie évoquant que les jeunes ménages font l'acquisition d'une propriété et paient leur hypothèque à mesure qu'ils vieillissent, et du même coup, sont de moins en moins endettés plus le temps avance. Par contre, tel qu'on peut voir dans les graphiques suivants, l'évolution de la dette non hypothécaire ne suit pas un modèle aussi clair.

Figure 1: Life-Cycle Patterns in Household Debt



Source: «House prices, Consumption, and the Role of Non-Mortgage Debt», p.14

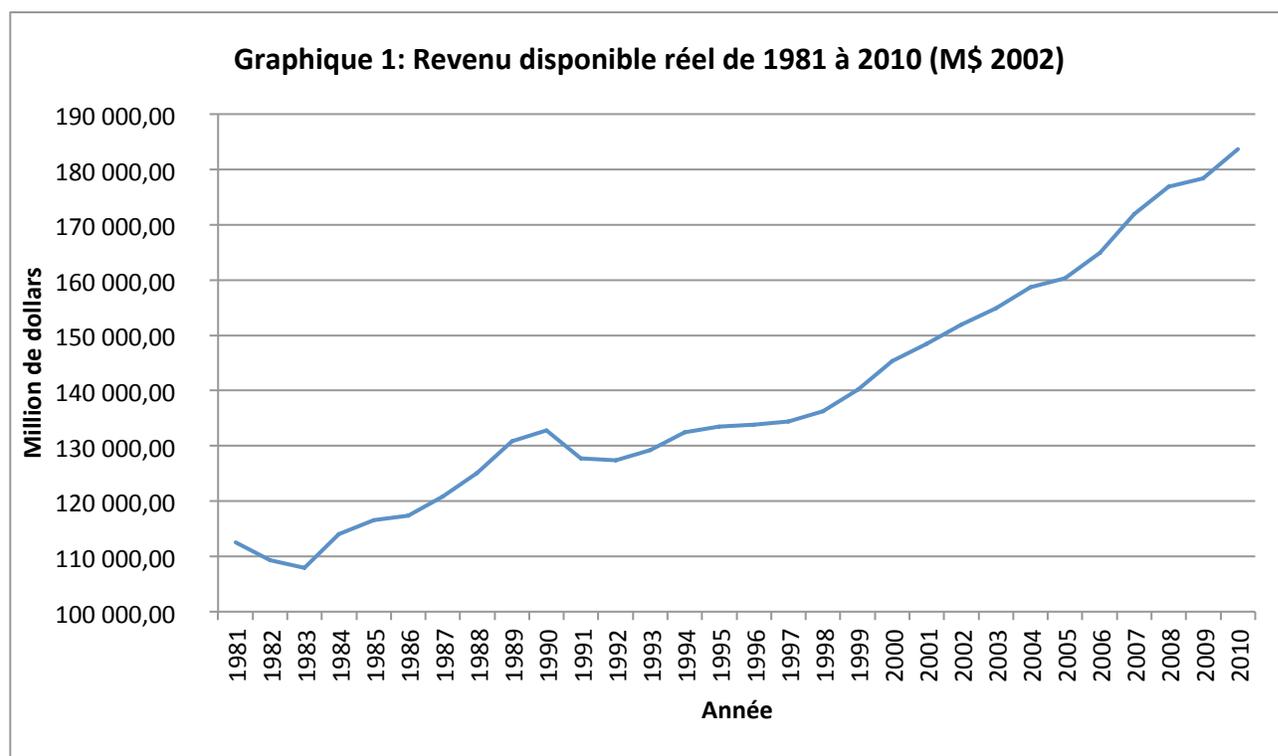
Les données

Les données utilisées pour les fins de l'étude proviennent des différentes sources suivantes : Statistique Canada (CANSIM), la Banque du Canada, l'Institut de la statistique du Québec (ISQ), le Conference Board du Canada, ainsi que la Fédération des chambres immobilières du Québec (FCIQ). Afin de bien identifier les divers effets des variables sur le taux d'endettement des ménages, les données ont d'abord été transformées de dollars courants en dollars constants de 2002 à l'aide de l'indice des prix à la consommation (IPC). Cet indice permet de comparer la fluctuation d'un panier de biens et services fixe, afin de mesurer le pouvoir d'achat d'un consommateur à travers le temps. En ce qui concerne les taux d'intérêt, le même principe est appliqué pour transformer les données nominales en données réelles, mais cette fois-ci à l'aide du taux d'inflation. La période analysée est comprise entre 1981 à 2010 inclusivement, donc un total de 29 observations seront traitées dans l'étude. Malheureusement, l'ISQ a discontinué sa série sur l'endettement après 2010, ce qui explique la fin de notre période d'analyse.

Le revenu personnel disponible

Les données sur le revenu disponible des familles québécoises représentent l'indicateur de la richesse humaine. On observe une progression continue de celle-ci durant la période étudiée sur le graphique 1 présentée ci-dessous. Une hausse du revenu courant peut amener à anticiper une hausse du revenu futur et induire du même coup le même effet pour la consommation et le taux d'endettement.

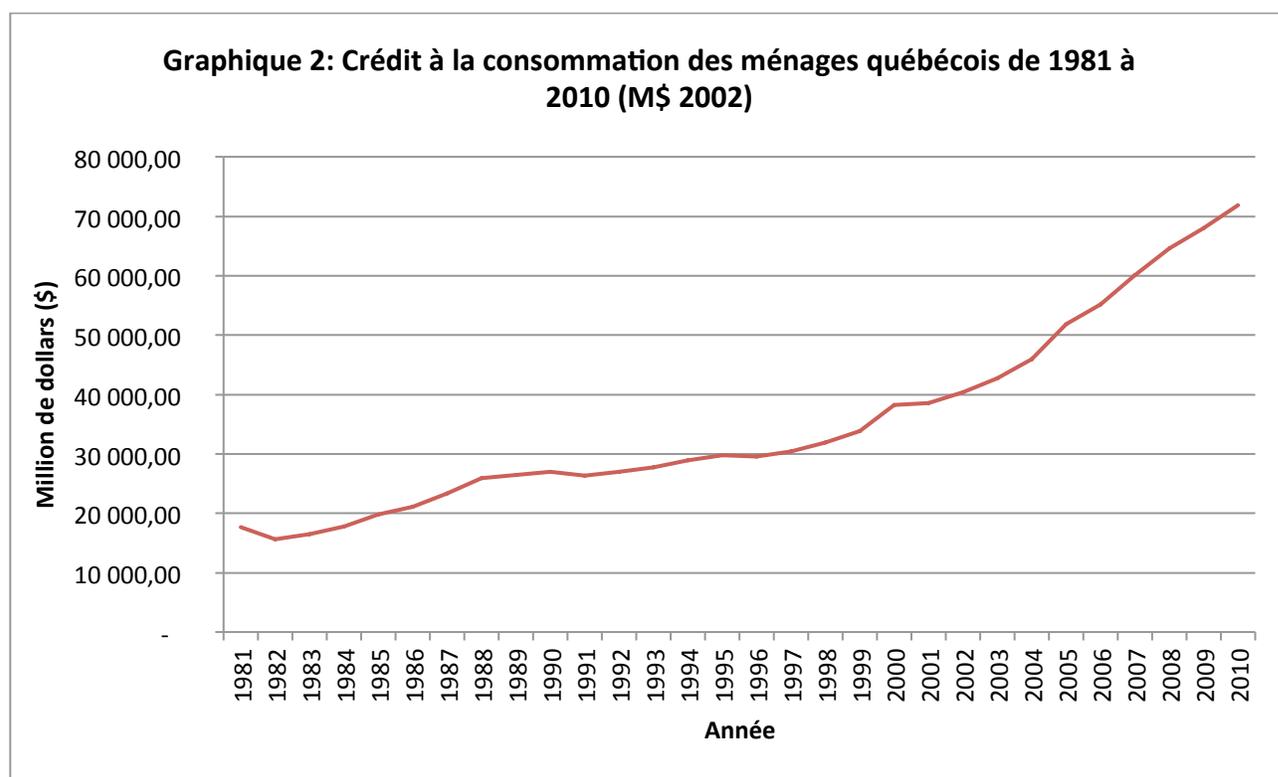
Graphique 1: Revenu disponible réel des ménages québécois de 1981 à 2010



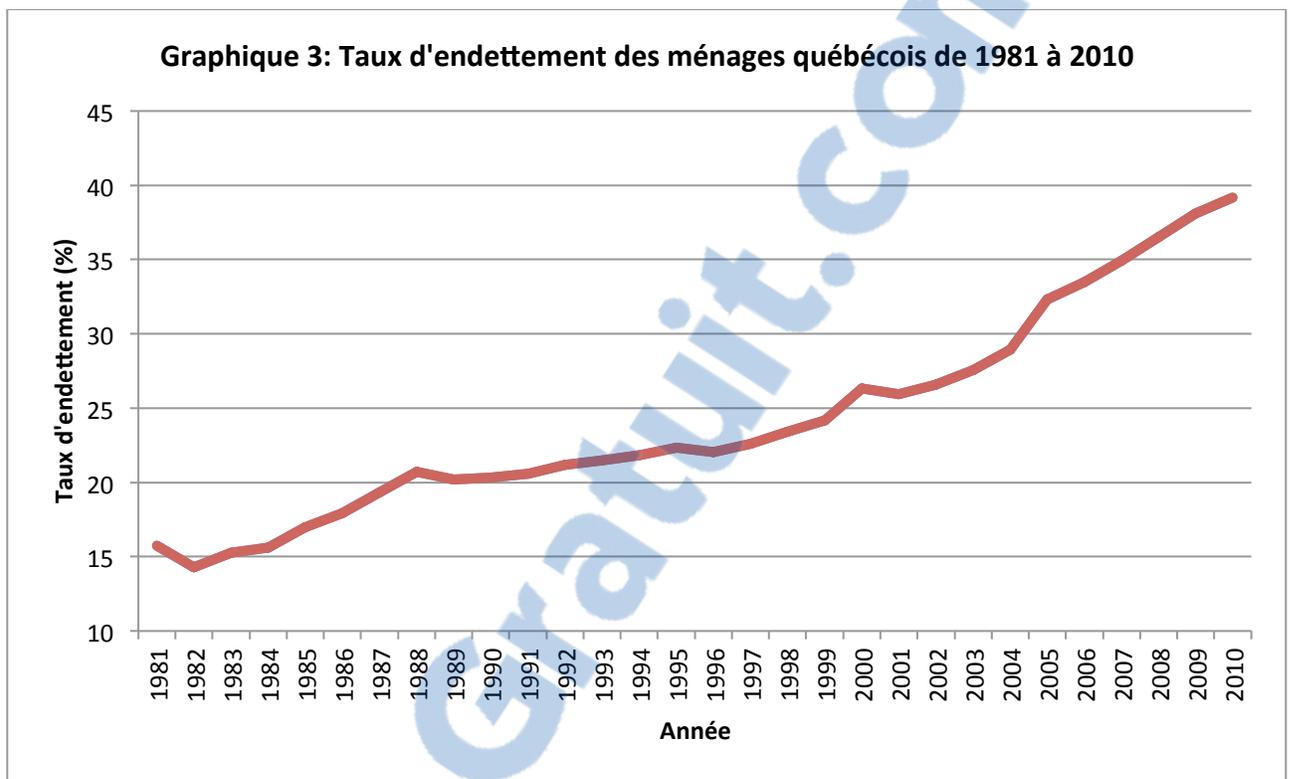
Le taux d'endettement et le crédit à la consommation

Le taux d'endettement à la consommation est mesuré en comparant le crédit à la consommation avec le revenu disponible. En ne considérant pas la valeur des prêts hypothécaires des ménages, on obtient une meilleure idée de l'ampleur des dettes qui doivent être remboursées à court et moyen terme par les familles québécoises. Ces dettes regroupent, entre autres, les soldes sur les marges et cartes de crédit, les prêts automobiles, les prêts étudiants, et autres dettes liées à la consommation. Les graphiques 1 à 3 montrent bien qu'en dépit d'une hausse du revenu disponible des ménages québécois pendant la période d'analyse, le crédit à la consommation a augmenté encore plus rapidement, causant une hausse du taux d'endettement pour fin de consommation entre 1981 et 2010.

Graphique 2: Crédit à la consommation réel des ménages québécois de 1981 à 2010



Graphique 3: Taux d'endettement des ménages québécois (%): rapport entre le crédit à la consommation et le revenu disponible de 1981 à 2010

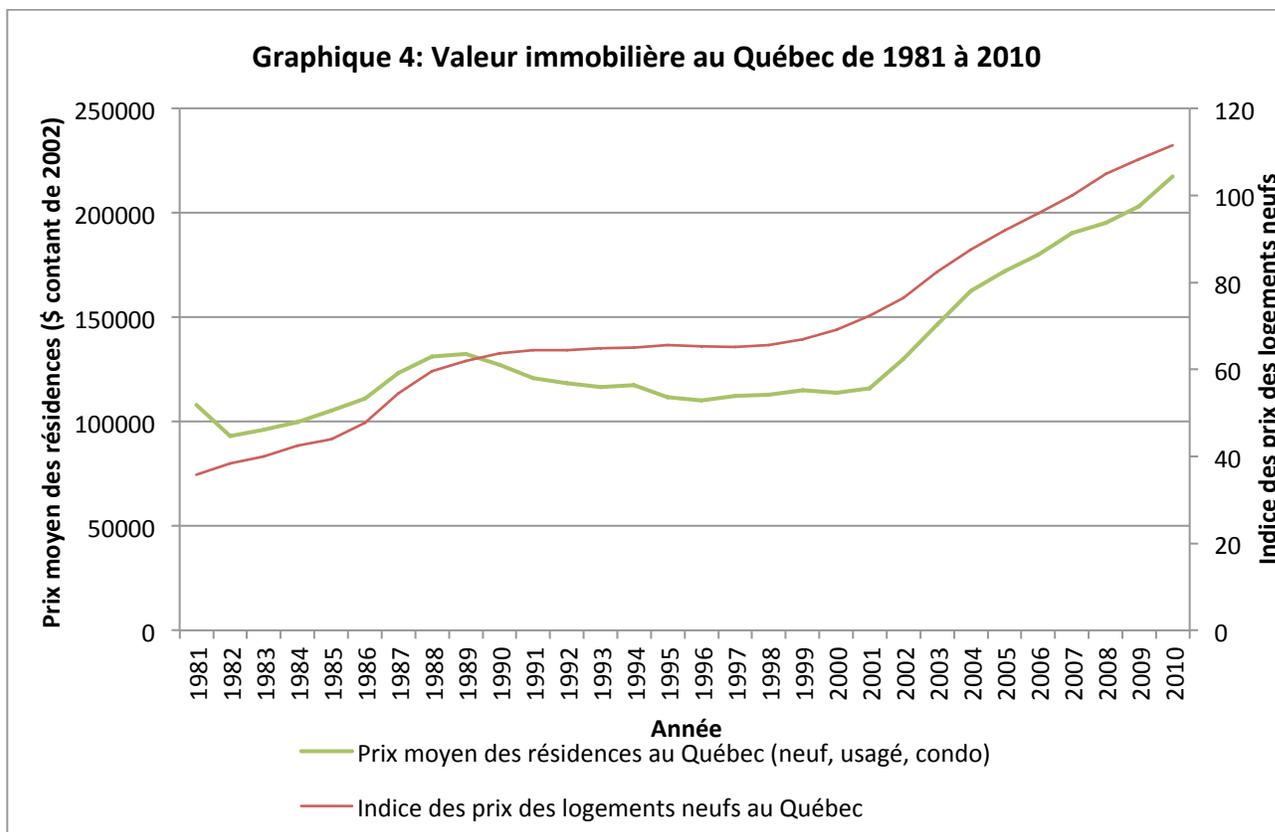


La richesse immobilière

La richesse immobilière sert à capturer les effets de l'évolution de la valeur immobilière dans la province. Tel qu'illustré dans le graphique 4, celle-ci a connu une hausse constante durant la dernière décennie, suite à une période assez stable entre 1990 et 2000. Les données sur les valeurs foncières courantes des propriétés au Québec proviennent d'une part, de Statistique Canada, et d'autres parts, de la Fédération des chambres immobilières du Québec (FCIQ). La valeur du bien immobilier représente un facteur considérable directement lié à la richesse du ménage. Nous allons donc observer si une fluctuation à ce niveau affecte la consommation des individus, et par le fait même, leur taux d'endettement.

Pour mesurer les effets, deux différentes définitions de la richesse immobilière seront utilisées dans le cadre de l'analyse: en premier lieu, le prix moyen des résidences dans la province qui inclut la valeur des maisons neuves, des maisons usagées ainsi que les condos, et en deuxième lieu, l'indice des prix des logements neufs au Québec. Les données associées à l'indice des prix pour l'ensemble de la province n'étaient seulement disponibles qu'à partir de l'année 1985. Toutefois, des données sur l'indice des prix du marché immobilier de Montréal sont disponibles pour la période manquante, soit de 1981 à 1985. Pour remédier à la situation et ainsi compléter notre série de données, nous avons d'abord effectué une régression entre le marché immobilier montréalais et le marché immobilier de l'ensemble de la province. Il n'était pas étonnant d'arriver à une forte corrélation (1,0023) entre ces derniers, puisque le marché immobilier de la métropole représente une majeure partie du marché de la province. Les détails sont démontrés dans le tableau 10 en annexe. Nous avons donc été en mesure de faire nos estimations à l'aide de cette deuxième variable sur l'horizon de temps souhaité, compris entre 1981 et 2010, et ainsi valider la robustesse des estimations.

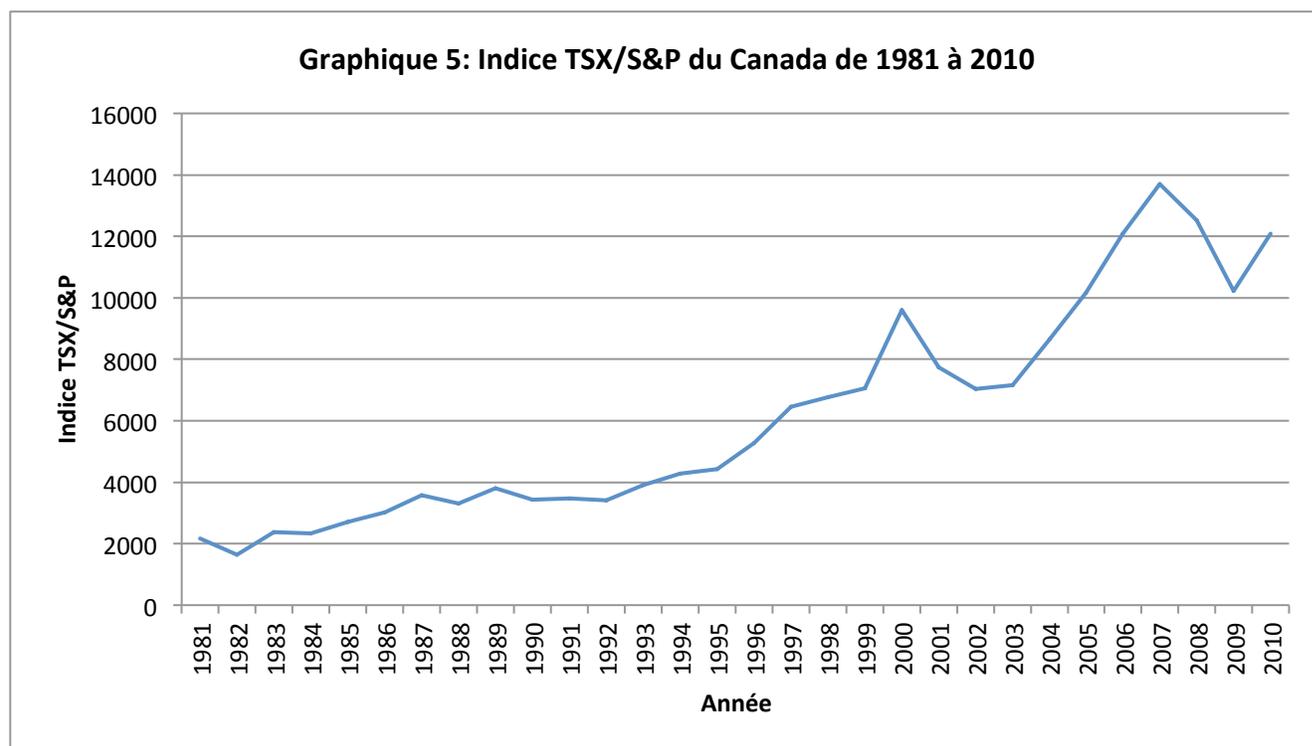
Graphique 4: Valeur immobilière au Québec: prix moyen des résidences (neuf, usagé, condo) et indice des prix des logements neufs au Québec de 1981 à 2010



La richesse financière

La mesure de la richesse financière est approximée à l'aide de l'indice composé Standard and Poor's de la bourse de Toronto (S&P/TSX), représentant la référence principale quant aux fluctuations boursières du Canada. Ceci nous permet d'observer si les variations du prix des actions canadiennes concordent effectivement avec l'évolution de la consommation et engendre un effet sur l'endettement des ménages. Cet indice, tel que montré au graphique 5, a augmenté substantiellement durant la période considérée, et encore plus particulièrement durant la seconde moitié de l'échantillon. La variance de l'indice semble aussi s'être accrue durant cette seconde sous-période. Cette volatilité pourrait décourager les ménages de convertir des hausses de richesse financière en hausse de consommation ou d'endettement.

Graphique 5: Indice composé Standard and Poor's de la bourse de Toronto (TSX/S&P) au Canada de 1981 à 2010

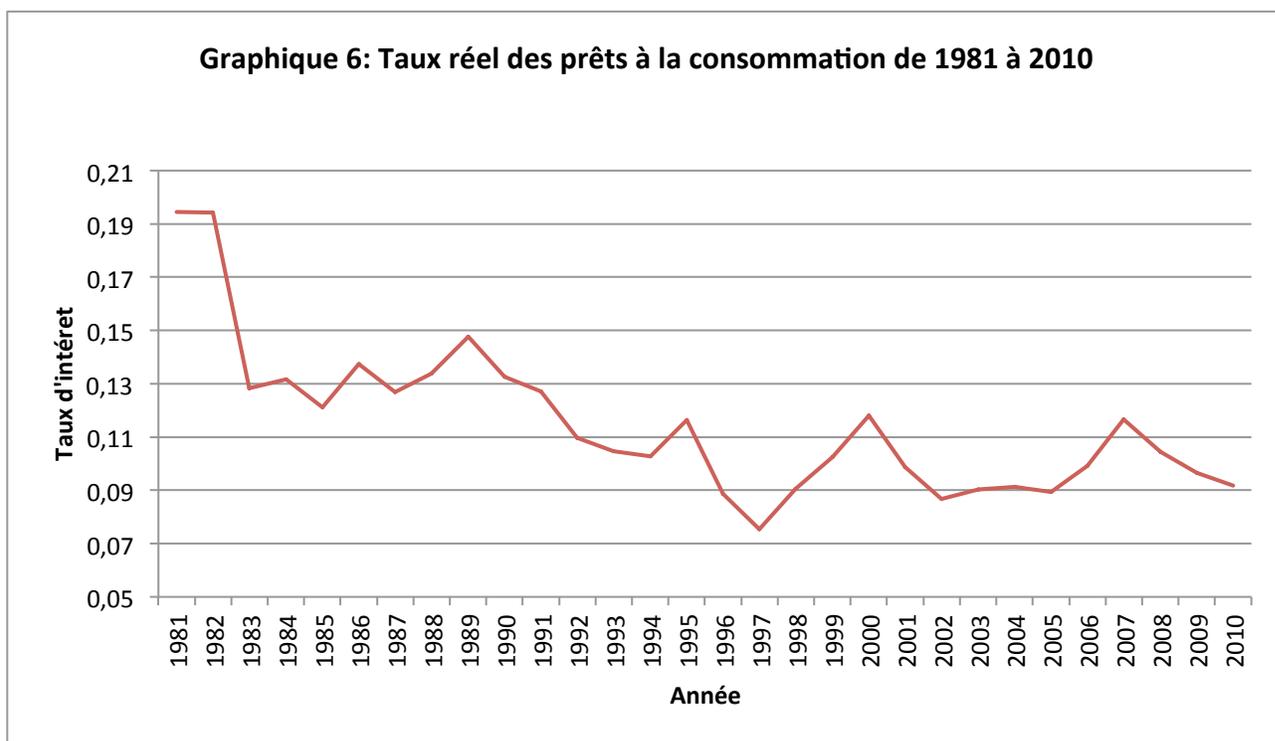


Les taux d'intérêt

La variation des taux d'intérêt représente un déterminant important pour la prise de décisions des agents à court terme. De faibles taux d'intérêt incitent à emprunter, alors qu'une hausse du coût d'emprunt encourage plutôt l'épargne, et conséquemment, fait diminuer le taux d'endettement.

Tel qu'on peut observer dans le graphique 6, les taux d'intérêt réels des prêts à la consommation présentent une tendance à la baisse depuis 1981 et frôlent même, à l'heure actuelle, une valeur équivalente à la moitié de ce qu'elle était au début de notre échantillon. À première vue, cette variable semble jouer de pair avec la tendance à la hausse de l'endettement des ménages. Nous allons faire les mêmes estimations à l'aide du taux d'escompte afin de valider la robustesse de nos conclusions. Les résultats détaillés seront présentés en annexe.

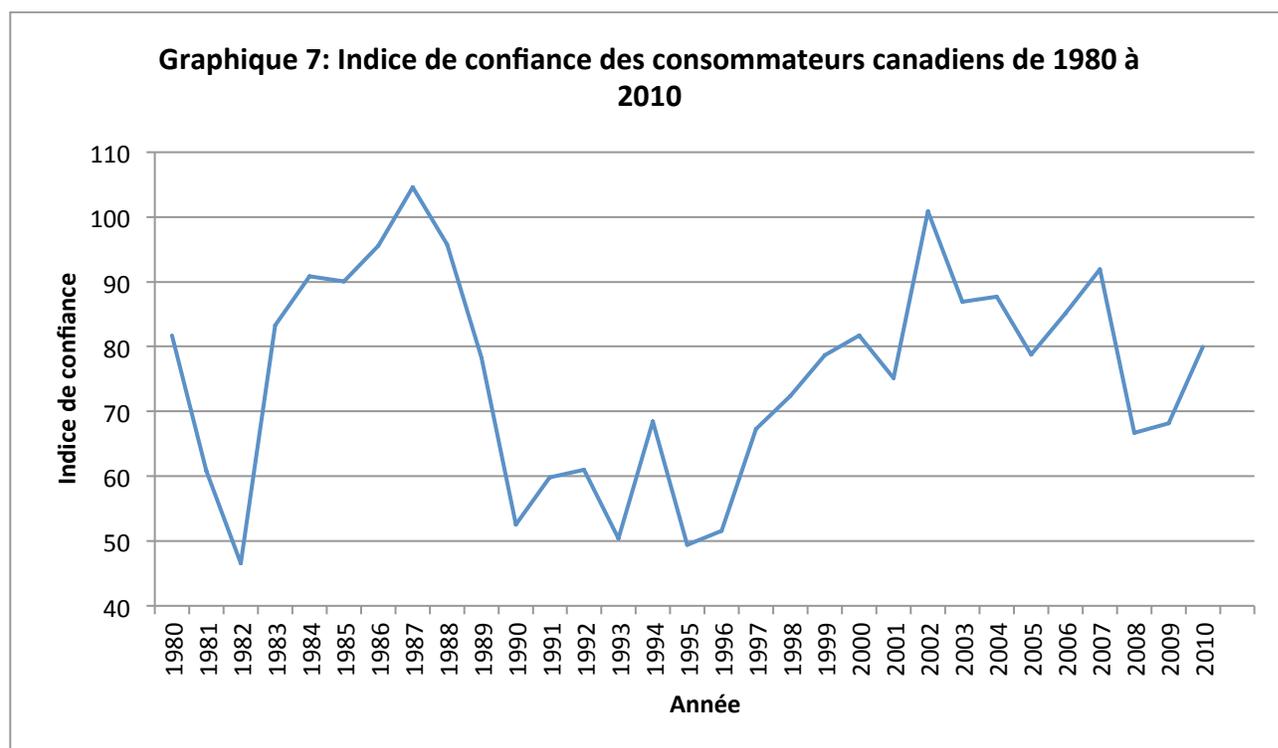
Graphique 6: Taux réel des prêts à la consommation de 1981 à 2010



L'indice de confiance des consommateurs

L'indice de confiance des consommateurs, présenté au graphique 7, provient des données publiées par la *Conference board of Canada*. L'indicateur sert à déterminer le niveau d'optimisme des ménages face à la conjoncture économique. Il est calculé à l'aide de réponses données par un échantillon d'individus à des questions portant par exemple, sur le marché de l'emploi, la situation financière personnelle, ainsi que sur l'intention ou non de faire de gros achats. Ceci permet notamment d'observer si les ménages auront tendance à s'endetter davantage en temps plus prospère et avoir un comportement inverse lors de ralentissement économique. Nous posons l'hypothèse ici qu'il existe une forte corrélation entre la confiance des consommateurs québécois et les consommateurs canadiens, et supposons qu'ils se comportent de la même manière. Cette variable a un comportement généralement contra-cyclique.

Graphique 7: Indice de confiance des consommateurs canadiens de 1980 à 2010



Le modèle

Les fondements de notre étude reposent sur l'hypothèse du revenu permanent qui a été amené par Milton Friedman en 1952 et qui stipule que les individus dépensent en fonction de leur revenu courant et des revenus qu'ils anticipent obtenir dans le futur. Les bases de la théorie expriment donc que les agents font des estimations de ce qu'ils prévoient gagner durant leur vie et consomment selon ceux-ci. La consommation dépend alors du revenu permanent de l'individu, c'est-à-dire le revenu moyen à long terme estimé par l'agent :

$$C_t^P = Y_t^P$$

où C_t^P représente la consommation permanente, et Y_t^P le revenu permanent.

Une caractérisation simplifiée de la théorie du revenu permanent, notamment expliquée dans l'ouvrage de David Romer⁴, émet les hypothèses suivantes :

- i. L'horizon est fini : T
- ii. Les revenus futurs sont connus (aucune incertitude)
- iii. Les agents sont identiques
- iv. La récompense à attendre (r) est égale au taux de préférence pour le présent (ρ) : $r = \rho = 0$

Le problème d'optimisation de l'agent se résume donc à maximiser la valeur présente de ses utilités à chaque période, en respectant sa contrainte budgétaire intertemporelle:

$$\text{Max } \sum_t^T U(C_t)$$

où $U' > 0$ et $U'' < 0$

sujet à la contrainte:

$$\sum_{t=1}^T C_t = A_0 + \sum_{t=1}^T Y_t$$

où A_0 représente la richesse initiale

⁴ Romer, David. 2012, « Advanced macroeconomics », McGraw-Hill Irwin, p.365-371.

Le lagrangien de la maximisation du problème se traduit par:

$$\mathcal{L} = \sum_{t=1}^T U(C_t) + \lambda [A_0 + \sum_{t=1}^T Y_t - \sum_{t=1}^T C_t]$$

Les conditions du premier ordre pour les T périodes sont:

1. $U'(C_1) = \lambda$
2. $U'(C_2) = \lambda$
3. ...
4. $U'(C_T) = \lambda$

Donc l'agent possède un plan de consommation stable, car la récompense à attendre ($r = 0$), représentant le rendement sur l'épargne, est égale au taux d'impatience ($\rho = 0$), représentant le taux de préférence pour le présent.

$$C_1 = C_2 = \dots = C_T$$

À chaque période, le niveau de la consommation se traduit par :

$$C_t = \bar{C} = \frac{1}{T} \left[A_0 + \sum_{t=1}^T Y_t \right] = Y_t^P = \text{revenu permanent}$$

La consommation est constante et égale à une fraction de la richesse de l'individu, contrairement au revenu qui évolue dans le temps, ce qui explique que l'épargne et la demande de crédit jouent toutes deux un rôle d'ajustement lorsque les revenus fluctuent. Ainsi, le revenu transitoire n'a aucun effet sur la consommation en général.

$$S_t = Y_t - C_t = Y_t - Y_t^P = Y_t^\tau = \text{revenu transitoire}$$

Pour les fins de notre analyse, le revenu permanent se traduit par la richesse totale qui englobe la richesse de revenu, la richesse financière ainsi que la richesse immobilière. Advenant le cas où la richesse financière ou immobilière augmente, ceci aura comme conséquence une hausse de la consommation, donc de l'endettement, si les revenus disponibles (ou l'épargne accumulée) sont insuffisants.

La méthodologie

Tel que mentionné dans la section précédente, le modèle de base s'inspire de la théorie du revenu permanent amené par Milton Friedman (1957), énonçant que la consommation est une fonction de la richesse.

$$C_t = Y_t^P = \mathcal{F}(\text{Richesse})$$

Pour les fins de notre analyse, cette dernière est divisée en 3 catégories distinctes : la richesse humaine, immobilière et financière. Ces variables, n'étant pas directement observables, sont approximées, respectivement, par les mesures suivantes : le revenu personnel disponible, la valeur et le prix des propriétés ainsi que l'indice composite du S&P/TSX.

La relation de long terme

Un modèle à correction d'erreur captera les élasticités sur le taux d'endettement pour fins de consommation à long terme sous la forme suivante :

$$\text{Ln } E_t = \alpha_0 + \alpha_1 \text{Ln } Y_t + \alpha_2 \text{Ln } R_{\text{imm}_t} + \alpha_3 \text{Ln } R_{\text{fin}_t} + z_t$$

E_t : Le taux d'endettement pour fin de consommation

Y_t : Revenu disponible

R_{imm} : Richesse immobilière

R_{fin} : Richesse financière

z_t : Terme d'erreur

Stationnarité des variables

Un coup d'œil rapide sur les graphiques illustrés dans la section des données suffit pour remarquer la tendance à la hausse des variables. Plus le temps avance, plus les 3 types de richesses augmentent, et on observe également une hausse dans le taux d'endettement. Lorsque l'on travaille avec des données temporelles, il est important de vérifier que celles-ci suivent un processus stationnaire, c'est-à-dire qu'elles conservent une distribution constante dans le temps. Si c'est le cas, les propriétés de la série chronologique ne sont pas affectées par un changement temporel. À l'inverse, dans le cas où la série est non-stationnaire, sa moyenne et sa variance dépendent du temps, et il existe alors la présence d'autocorrélation entre les termes. De plus, les propriétés statistiques de la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO) ne sont plus valables. (Sophia, 1998, page 2). Il importe alors de considérer ce concept dans la modélisation de séries temporelles afin de ne pas prédire des liens erronés entre les variables. Afin de valider la stationnarité des variables et ne pas conduire des régressions fallacieuses, le test de racine unitaire Dickey-Fuller doit être appliqué. Trois conditions doivent être respectées : l'espérance doit être constante à travers le temps, la variance doit également être constante à travers le temps et ne doit pas être infinie, et enfin, l'autocorrélation entre la variable Z_t et la variable Z_{t-k} doit uniquement dépendre de k et non du temps.

$$(1) \quad E[Z_i] = \mu \quad \forall i = 1 \dots t$$

$$(2) \quad Var [Z_i] = \sigma^2 \neq \infty \quad \forall i = 1 \dots t$$

$$(3) \quad Cov [Z_i, Z_{i-k}] = f(k) = \rho_k \quad \forall i = 1 \dots t, \forall k = 1 \dots t$$

Advenant le cas où l'une de ces trois conditions n'est pas respectée, nous pouvons conclure que nous avons une série dite non stationnaire. Le cas échéant, il est possible de réaliser des régressions seulement si les variables sont cointégrées. Le concept de cointégration décrit les conditions d'équilibre de long terme vers lesquelles les variables tendent à retourner (Sophia, 1998, page 4). En d'autres mots, cela signifie que les variables ont la même tendance stochastique.

La relation de court terme

Pour continuer, deux variables supplémentaires sont prises en considération pour le taux d'endettement à court terme. D'abord, un coefficient est de mise pour évaluer l'impact attribuable à la variation des taux d'intérêt. De faibles taux d'intérêt incitent à l'emprunt, alors qu'une hausse du coût d'emprunt encourage plutôt l'épargne, et conséquemment, fait diminuer le taux d'endettement. On prend compte également des effets de la confiance des consommateurs face à l'économie. Durant une période prospère, les ménages sont optimistes, et peuvent, par conséquent, avoir moins d'inquiétude à s'endetter davantage. À l'inverse, si l'économie se trouve dans un creux, et que le marché du travail se trouve dans une situation instable, les ménages auront tendance à diminuer leurs dépenses, augmenter leurs épargnes, et être réticents à faire des achats qui occasionneront des dettes supplémentaires. Il s'agit alors d'observer si ces deux derniers facteurs influencent les prises de décisions habituelles des agents à court terme, et si les résultats nous conduisent à observer une certaine fluctuation du taux d'endettement. Le modèle à court terme captera donc les élasticités sur le taux d'endettement sous la forme suivante :

$$\Delta \ln E_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta \ln Y_t + \beta_2 \Delta \ln RI_t + \beta_3 \Delta \ln RF_t + \beta_4 TI_t + \beta_5 \Delta IC_t + \beta_6 z_{t-1} + \varepsilon_t$$

E_t : Le taux d'endettement pour fin de consommation

Y_t : Revenu disponible

RI_t : Richesse immobilière

RF_t : Richesse financière

TI_t : Taux d'intérêt

IC_t : Indice de confiance

ε_t : Terme d'erreur

Richesse de revenu

En premier lieu, une augmentation au niveau du revenu disponible d'un agent a des effets directs sur la consommation. L'individu qui voit ses revenus augmenter peut être porté à croire que ses revenus futurs augmenteront également, et ceci peut avoir un impact considérable sur le taux d'endettement. Dans le cadre de nos recherches, nous tentons d'observer si une hausse du revenu disponible aura des répercussions sur l'endettement. Par exemple, si pour chaque dollar supplémentaire gagné en matière de salaire, l'agent augmente ses dépenses, mais d'un montant inférieur à 1\$, aucun effet n'est perçu sur l'endettement. Par contre, on détectera une hausse sur le taux d'endettement de l'agent si, à l'inverse, ses dépenses augmentent d'un montant supérieur au montant reçu.

Richesse financière

En deuxième lieu, le modèle capte l'effet de la richesse financière sur l'endettement. Si la richesse augmente, mais non pas sous la forme de revenus tangibles, alors une hausse de la consommation peut conduire à l'endettement. Autant à court terme qu'à long terme, on s'attend à ce que le coefficient lié à cette dernière fasse augmenter l'endettement pour diverses raisons. Par exemple, si la valeur des actifs augmente, on peut avoir l'impression de s'être enrichie, et on aura alors tendance à augmenter sa consommation en se permettant de nouvelles dépenses. Par exemple, prendre la décision d'acheter une nouvelle voiture, ou encore, partir en voyage en mettant les frais sur sa marge ou sa carte de crédit. Dans un tel cas, un nouvel emprunt est moins inquiétant, étant donné que si la situation financière s'avère moins bonne que prévu, la vente des actifs financiers sera considérée pour faire le remboursement de ces nouvelles dettes.

Richesse immobilière

En troisième lieu, un coefficient du modèle est rattaché à la richesse immobilière et sert à évaluer si celle-ci a un impact sur l'endettement et le cas échéant, de combien. Par exemple, si la valeur des propriétés grimpe soudainement, le propriétaire de la maison se sent alors plus riche sans pour autant avoir vendu sa maison et avoir empoché un montant d'argent. Mais en observant ainsi une augmentation de ses actifs personnels, il pourrait avoir tendance à augmenter sa consommation et peut-être même faire un emprunt. Cette troisième variable devrait normalement distinguer les effets entre les personnes propriétaires et les personnes locataires. Pour un propriétaire, la hausse de la valeur de sa maison correspond à une hausse de sa richesse financière, par contre, l'effet n'est pas du tout le même pour un locataire. Si ce dernier épargne afin de faire l'acquisition d'une propriété, et qu'il voit le prix des maisons grimper, il se verra alors obligé de resserrer son budget, diminuer ses dépenses, diminuer son utilisation de crédit, et mettre les bouchées doubles pour épargner davantage. Ou encore, il pourrait agir de cette manière due à une anticipation d'une hausse de son loyer futur. Étant donné que nous n'avons malheureusement pas accès aux données désagrégées, les résultats nous donneront l'impact global sur l'endettement.

Résultats et interprétations

Test de stationnarité Dickey-Fuller

Tel qu'abordé dans la section précédente, il est important de vérifier si les variables contiennent une racine unitaire ou non afin de ne pas avancer des régressions fallacieuses. Nous avons d'abord effectué le test de Dickey-Fuller sur chacune des variables avec des retards (3) et une tendance. (Afin de ne pas encombrer le texte, les tableaux détaillés figurent en annexe). Pour valider la robustesse des résultats obtenus, nous avons également procédé avec le test standard de Dickey-Fuller, cette fois-ci, sans retard ni tendance. Nous sommes arrivés aux mêmes conclusions quant à la stationnarité et la non-stationnarité des variables, excepté pour les données de la variable du taux d'escompte. Celle-ci semble stationnaire selon le test augmenté, mais non-stationnaire selon le test standard.

H_{nulle} : La série est non stationnaire

$H_{alternative}$: La série est stationnaire

Tableau 2 : Test de stationnarité standard (variables)

Variables	Valeur test	Valeur critique (seuil de 0,05%)	Valeur p
Log du taux d'endettement	0,6930	-2,989	0,9897
Log du revenu	1,045	-2,989	0,9947
Log du prix des résidences	1,202	-2,989	0,9960
Log de l'indice des prix des logements	-1,401	-2,989	0,5818
Log de l'indice S&P	-0,741	-2,989	0,8360
Taux d'intérêt	-3,184	-2,989	0,0209
Taux d'escompte	-2,655	-2,989	0,0821
Indice de confiance	-2,605	-2,989	0,0920

Selon les résultats obtenus dans le tableau 2, nous ne pouvons pas rejeter l'hypothèse nulle pour le taux d'endettement, le revenu, le prix et l'indice des maisons, l'indice boursier, ainsi que pour l'indice de confiance. On peut donc affirmer que ces variables suivent un processus non stationnaire. Quant au taux

d'intérêt sur les prêts à la consommation, la valeur statistique nous permet de rejeter l'hypothèse nulle et d'affirmer que celui-ci est stationnaire d'ordre un.

Avant de poursuivre notre analyse et faire l'estimation des élasticités de long terme, il est nécessaire de valider la cointégration des variables. Pour ce faire, nous récupérons les résidus z_t afin de réaliser le même test de stationnarité. Les résultats du tableau 3 nous permettent de rejeter l'hypothèse nulle et d'affirmer que les résidus suivent quant à eux un processus stationnaire. Une fois mises ensemble, les variables de long terme sont cointégrées, et il devient alors possible de faire nos estimations à l'aide de la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO).

Tableau 3 : Test de stationnarité standard (résidu)

<i>Résidu</i>	<i>Valeur test</i>	<i>Valeur critique (seuil de 0,05%)</i>	<i>Valeur p</i>
z_t	-3,869	-2,989	0,0023

Équation de long terme

$$\ln E_t = \alpha_0 + \alpha_1 \ln Y_t + \alpha_2 \ln R_{imm,t} + \alpha_3 \ln R_{fin,t} + z_t$$

Tableau 4 : Équation de long terme (1981 à 2010)

<i>Paramètres de long terme</i>	<i>Élasticités</i>	<i>Erreurs standards</i>	<i>Valeur p</i>
α_1	1,039786	0,2012395	0,000
α_2	0,1879452	0,0646677	0,007
α_3	0,1407088	0,0360969	0,001
α_0	-12,5717	1,54824	0,000

$R^2 = 0,9895$; $F(3,26) = 814,16$; $\text{Root MSE} = 0,03031$

Tel qu'évoqué dans la littérature, les résultats obtenus confirment que la richesse humaine a un plus grand effet sur la consommation que les autres richesses considérées. Suite aux régressions effectuées sur les différentes composantes de la richesse, on obtient un coefficient de 1,0398 pour l'élasticité de long terme de la richesse du revenu, comparativement à 0,1879 et 0,1407 pour l'élasticité des richesses immobilière et financière. En d'autres termes, pour chaque augmentation de 1% du revenu disponible, la demande pour le crédit aux fins de consommation augmente de 1,04%, ce qui induit inévitablement une hausse du taux d'endettement. La hausse du revenu est consommée en totalité, et même au-delà du montant supplémentaire obtenu. Le même lien s'applique pour la richesse immobilière et la richesse financière, mais avec une moins grande amplitude. Une hausse de 1% de la valeur immobilière génère une hausse de la demande pour le crédit de 0,19%, alors qu'une hausse de 1% de la valeur boursière a comme répercussion de faire augmenter celle-ci par 0,14%. Nous avons ensuite effectué les mêmes estimations avec la deuxième définition de la richesse immobilière pour ainsi valider la robustesse des régressions. En remplaçant le prix moyen des résidences et des condos (neuves et usagées) par l'indice des prix des logements neufs, nous arrivons à des conclusions allant dans le même sens. (Détails disponibles en annexe).

Équation de court terme

Pour la régression de court terme, nous générons de nouvelles variables à l'aide des différences premières des trois variables initiales de l'estimation à long terme composant les trois types de richesse. En ce qui concerne les deux variables supplémentaires propres à l'équation de court terme, nous ajoutons à l'équation la différence première de l'indice de confiance étant donné que cette variable se trouve à être non stationnaire, et nous ajoutons la variable du taux d'intérêt telle quelle, car elle suit un processus stationnaire. On génère également la variable z_{t-1} afin de vérifier de si la relation de court terme a tendance à retourner vers la relation de long terme, et à quelle vitesse.

$$\Delta \text{Ln } E_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta \text{Ln } Y_t + \beta_2 \Delta \text{Ln } RI_t + \beta_3 \Delta \text{Ln } RF_t + \beta_4 TI_t + \beta_5 \Delta IC_t + \beta_6 z_{t-1} + \varepsilon_t$$

Tableau 5 : Équation de court terme (1981 à 2010)

<i>Paramètres de court terme</i>	<i>Élasticités</i>	<i>Erreurs standards</i>	<i>Valeur P</i>
β_1	0,2211113	0,3455781	0,529
β_2	0,2546734	0,1403707	0,083
β_3	0,1195797	0,0374903	0,004
β_4	-0,2269863	0,2494218	0,373
β_5	-0,0001634	0,0004283	0,706
β_6	-0,5354781	0,0293515	0,012

$R^2 = 0,6520$; $F(6,22) = 6,87$; $\text{Root MSE} = 0,02601$

D'abord, les résultats illustrés dans le tableau 5 nous permettent de constater que les élasticités sont plus faibles à court terme qu'à long terme pour l'ensemble des variables, excepté la richesse immobilière. De plus, on remarque que les estimations ne suivent pas tout à fait la même tendance que celles présentées dans la section précédente. Les changements au niveau de la richesse monétaire impactent toujours sur le taux d'endettement, cependant, on constate que la richesse immobilière affecte celle-ci avec une plus grande proportion. Contrairement à ce qui se produit à long terme, pour chaque hausse de 1% du revenu, une hausse 0,22% du rapport d'endettement est attendue, alors qu'une hausse de 1% de la valeur immobilière génère une hausse de 0,25%, soit un effet

légèrement plus grand. À la lumière de ce résultat, nous pouvons avancer qu'une hausse de la valeur immobilière générée depuis les dernières années aura tendance à amener le ménage à s'endetter davantage à court terme et s'estompe tranquillement à long terme. Enfin, les fluctuations du portefeuille financier possèdent sensiblement les mêmes effets à long qu'à court terme sur l'endettement des ménages. (Respectivement, une hausse de 0,19% comparativement à 0,12%).

En ce qui concerne le coefficient rattaché à l'indice de confiance des consommateurs, celui-ci s'avère à être très près d'une valeur nulle, et n'est pas significatif. Nous ne pouvons donc pas avancer un lien causal entre l'endettement et la confiance des ménages face à l'économie selon nos estimations. Il est aussi possible que l'indice de confiance canadien ne reflète pas adéquatement le niveau de confiance des ménages québécois.

À court terme, les fluctuations du taux d'intérêt jouent un impact considérable sur l'emprunt. Une augmentation d'un point de pourcentage (100 points de base) des taux des prêts pour fins de consommation génère une baisse de 0,22% de l'endettement des ménages. En utilisant les données du taux d'escompte au lieu du taux des prêts de consommation, on remarque que les résultats vont dans le même sens, cependant, l'effet est légèrement plus faible. Enfin, on remarque que le coefficient de la variable z_{t-1} est négatif (-0,54), tel que prévu. Ceci nous indique que la relation de court terme retourne effectivement vers la relation de long terme assez rapidement. La valeur de -0,54 représente la durée de l'ajustement vers le long terme.

Les résultats obtenus dans cette section sont en général assez en accord avec ceux discutés plus haut dans la revue de la littérature. À long terme, les revenus de travail expliquent en très grande partie ce qui arrive à l'endettement des ménages. À court terme cependant, les fluctuations dans la valeur des maisons ont contribué de façon tout aussi importante à cet endettement.

Conclusion

L'objectif de cette étude était de déterminer l'ampleur des effets de richesse sur l'endettement pour fins de consommation des ménages québécois durant la période qui s'étend de 1981 à 2010. L'exclusion des dettes hypothécaires a permis d'effectuer une analyse plus spécifique sur les ratios des dettes de consommation sur le revenu disponible. Ces dettes incluent notamment les soldes sur les marges et cartes de crédit, les prêts automobiles, les prêts étudiants, et représentent donc des emprunts à rembourser à court ou moyen terme.

Cette étude se base notamment sur la théorie du revenu permanent amené par Milton Friedman qui stipule que le choix des consommateurs se fait selon leur estimation de leur revenu à long terme et non par leur revenu actuel. L'agent cherche donc à lisser sa consommation intertemporelle. À l'aide d'un modèle à correction d'erreur, il a été possible d'estimer les effets à court et à long terme des différentes composantes de la richesse ainsi que les effets induits par la fluctuation du taux d'intérêt et de l'évolution de l'indice de confiance des consommateurs.

Nos estimations permettent de conclure que la richesse de revenu, c'est-à-dire, le revenu disponible en matière de salaire présente l'impact le plus fort sur le comportement du consommateur. Autant au niveau du long terme qu'au niveau du court terme, une hausse du revenu gagné a un grand impact sur la décision de consommer du ménage, donc à se tourner vers du crédit et ainsi accroître son taux d'endettement. Une augmentation de 1% du revenu disponible se traduit par une hausse de 1,04% de la demande pour le crédit aux fins de consommation à long terme, et de 0,22% à court terme. En somme, les résultats empiriques obtenus pour la richesse immobilière et la richesse financière permettent de confirmer que celles-ci ont également un effet sur les actions du consommateur québécois, mais à une plus petite échelle.

Bibliographie

Ando, Albert, Modigliani, Franco. (1963). «The Life-Cycle Hypothesis of Saving: Aggregate Implications and Tests», *American Economic Review*, 103, 1963: 55-84.

Case, Karl E., Quigley, John M., Shiller, John. (2005), «Comparing wealth effect : the stock market versus the house market», *Advances in macroeconomics*, The Berkeley Electronic Press, Volume 5, Numéro 1, Article 1, p.1-32.

Crawford, Allan, Faruqui, Umar. (2012). «What explains trends in household debt in Canada?», *Bank of Canada review*.

Disney, Richard, Henley, Andrew, David Jevons. (2002). «House Price Shocks, Negative Equity and Household Consumption in the UK in the 1990s.» *Royal Economic Society Annual Conference*, Numéro 64.

Engelhardt, Gary V. (1996), «House prices and home owner saving behavior», *Regional Science and Urban Economics*, p.313-36.

Friedman, Milton. (1957). «*A Theory of the Consumption Function*», Princeton, New Jersey: Princeton University Press.

Gauthier, Marc-André. (2015), «Aperçu du ratio d'endettement à la consommation des familles au Québec», *Données sociodémographiques en bref*, Volume 19, numéro 3, page 19-22.

Kartashova, Katya et Tomlin, Ben. (2013), «House prices, Consumption, and the Role of Non-Mortgage Debt», *Document de travail de la Banque du Canada 2013-2*, p.1-31.

Leonard, Jeremy A. (2010), «The impact of the housing market boom and bust on consumption spending», *Business Economics*, Volume 45, Numéro 2, p.83-93.

Mian, Atif R., Sufi, Amir. (2009), "House Prices, Home Equity-Based Borrowing, and the U.S. Household Leverage Crisis," *NBER Working Paper 15283*.

Muellbauer, John. (2007), «Housing, credit and consumer expenditure», papier présenté à *Federal Reserve Bank of Kansas City 31st Economic Symposium*, Jackson Hole, p.1-63.

Phang, Sock-Yong. (2004), «House prices and aggregate consumption: do they move together? Evidence from Singapore», *Journal of Housing Economics* 13, p.101–119.

Pichette, Lise, Tremblay, Dominique. (2003), «Are Wealth Effects Important for Canada?» *Document de travail de la Banque du Canada 2003-30*.

P.J. Brady, G.B. Canner, D.M. Maki (2000), « The effects of Recent Mortgage Refinancing » *Federal Reserve Bulletin*, Juillet, p.441-450.

Romer, David. (2012), «Advanced macroeconomics», McGraw-Hill Irwin, 4^e édition, chapitre 8, p.365-371.

Skinner, Jonathan. (1989), «Housing Wealth and Aggregate Saving», *Regional Science and Urban Economics*, 19, 305-324.

Skinner, Jonathan. (1993), «Is Housing Wealth a Sideshow?» NBER Working Paper No. 4552
Cambridge, Massachusetts : National Bureau of Economic Research.

Skinner, Jonathan. (1996), «Is Housing Wealth a Sideshow?» In *Advances in the Economics of Aging*, edited by D. A. Wise, 241–68. Chicago: University of Chicago Press.

Sophia, Dini. (1998), «Cointégration, séminaire dans le cadre du cours de statistique et économétrie appliquées», HEC de Lausanne, p. 2.

Rapport-Gratuit.Com

Annexe

Tableau 6 : Test de stationnarité Dickey-Fuller avec retards et tendance

Test Dickey-Fuller avec retards et tendance : Le log du taux d'endettement

```
. . dfuller log_Taux_end, lags(3) trend regress
```

Augmented Dickey-Fuller test for unit root		Number of obs =		26	
Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller				
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value		
Z(t)	-1.638	-4.371	-3.596	-3.238	
MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.7773					
D.log_Taux~d	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
log_Taux_end					
L1.	-.2469006	.1507564	-1.64	0.117	-.5613731 .0675718
LD.	.2738339	.2141339	1.28	0.216	-.1728415 .7205094
L2D.	.2818843	.218997	1.29	0.213	-.1749355 .7387041
L3D.	-.0178572	.1845272	-0.10	0.924	-.4027741 .3670597
_trend	.0075483	.0044786	1.69	0.107	-.001794 .0168905
_cons	.6761822	.398433	1.70	0.105	-.1549345 1.507299

Test Dickey-Fuller avec retards et tendance : Le log du crédit à la consommation

```
. . dfuller log_Credit, lags(3) trend regress
```

Augmented Dickey-Fuller test for unit root		Number of obs =		26	
Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller				
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value		
Z(t)	-1.388	-4.371	-3.596	-3.238	
MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.8643					
D.log_Credit	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
log_Credit					
L1.	-.1620128	.1166993	-1.39	0.180	-.4054433 .0814177
LD.	.3697892	.2042496	1.81	0.085	-.0562679 .7958463
L2D.	.3029579	.2221601	1.36	0.188	-.16046 .7663758
L3D.	-.0869198	.1687228	-0.52	0.612	-.4388694 .2650299
_trend	.008078	.0053196	1.52	0.145	-.0030185 .0191745
_cons	1.576045	1.119744	1.41	0.175	-.7596991 3.91179

Test Dickey-Fuller avec retards et tendance : Le log du revenu

```
. . dfuller log_Rev, lags(3) trend regress
```

Augmented Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 26

Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller			
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value	
Z(t)	-1.093	-4.371	-3.596	-3.238

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.9302

D.log_Rev	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
log_Rev					
L1.	-.1529106	.1398699	-1.09	0.287	-.4446741 .138853
LD.	.5265272	.2195923	2.40	0.026	.0684657 .9845886
L2D.	-.2607811	.1981723	-1.32	0.203	-.6741613 .1525992
L3D.	.1420427	.1981971	0.72	0.482	-.2713892 .5554746
_trend	.0029548	.002254	1.31	0.205	-.0017469 .0076566
_cons	1.77359	1.61613	1.10	0.285	-1.597599 5.144779

Test Dickey-Fuller avec retards et tendance : Le log du prix des résidences

```
. . dfuller log_Prix_res, lags(3) trend regress
```

Augmented Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 26

Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller			
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value	
Z(t)	-0.838	-4.371	-3.596	-3.238

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.9623

D.log_Prix~s	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
log_Prix_res					
L1.	-.0558398	.0666353	-0.84	0.412	-.1948387 .0831591
LD.	.8865668	.2153785	4.12	0.001	.4372951 1.335839
L2D.	-.1652581	.2591248	-0.64	0.531	-.7057829 .3752667
L3D.	-.0533991	.167031	-0.32	0.753	-.4018198 .2950215
_trend	.002091	.0014772	1.42	0.172	-.0009905 .0051725
_cons	.6337279	.7637618	0.83	0.416	-.9594513 2.226907

Test Dickey-Fuller avec retards et tendance : Le log de l'indice des prix des logements neufs

```
. . dfuller log_Ind_res, lags(3) trend regress
```

Augmented Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 26

Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller			
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value	
Z(t)	-2.778	-4.371	-3.596	-3.238

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = **0.2051**

D.log_Ind_~s	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
log_Ind_res					
L1.	-.1682905	.0605746	-2.78	0.012	-.294647 -.0419341
LD.	.8574526	.1920899	4.46	0.000	.45676 1.258145
L2D.	-.1899324	.2553011	-0.74	0.466	-.7224811 .3426163
L3D.	.2101862	.1905686	1.10	0.283	-.1873329 .6077054
_trend	.0052672	.0019587	2.69	0.014	.0011815 .009353
_cons	.6293494	.2230412	2.82	0.011	.1640936 1.094605

Test Dickey-Fuller avec retards et tendance : Le log de l'indice S&P de la bourse de Toronto

```
. . dfuller log_Ind_SP, lags(3) trend regress
```

Augmented Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 26

Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller			
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value	
Z(t)	-3.232	-4.371	-3.596	-3.238

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = **0.0782**

D.log_Ind_SP	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
log_Ind_SP					
L1.	-.9692486	.2999061	-3.23	0.004	-1.594842 -.3436554
LD.	.5082098	.2441024	2.08	0.050	-.000979 1.017399
L2D.	.4042543	.2490388	1.62	0.120	-.1152316 .9237402
L3D.	.1762865	.2076548	0.85	0.406	-.2568738 .6094468
_trend	.0639641	.0204216	3.13	0.005	.0213654 .1065629
_cons	7.300984	2.224812	3.28	0.004	2.660109 11.94186

Test Dickey-Fuller avec retards et tendance : Les résidus

```
. . dfuller res1, lags(3) trend regress
```

Augmented Dickey-Fuller test for unit root		Number of obs = 26		
Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller			
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value	
Z(t)	-2.562	-4.371	-3.596	-3.238
MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.2975				

D.res1	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
res1						
L1.	-.867289	.3384629	-2.56	0.019	-1.57331	-.1612678
LD.	.2268979	.3008383	0.75	0.460	-.4006398	.8544356
L2D.	-.095155	.2498791	-0.38	0.707	-.6163937	.4260838
L3D.	-.0465043	.2175947	-0.21	0.833	-.500399	.4073903
_trend	-.0007394	.0007654	-0.97	0.346	-.002336	.0008572
_cons	.0151762	.01385	1.10	0.286	-.0137144	.0440667

Test Dickey-Fuller avec retards et tendance : L'indice de confiance des consommateurs

```
. . dfuller Ind_conf, lags(3) trend regress
```

Augmented Dickey-Fuller test for unit root		Number of obs = 26		
Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller			
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value	
Z(t)	-2.253	-4.371	-3.596	-3.238
MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.4598				

Test Dickey-Fuller avec retards et tendance : Les taux d'intérêt

```
. . dfuller Taux_pret, lags(3) trend regress
```

Augmented Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 26

Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller			
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value	
Z(t)	-1.915	-4.371	-3.596	-3.238

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.6470

D.Taux_pret	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
Taux_pret					
L1.	-.4701387	.2455482	-1.91	0.070	-.9823433 .0420658
LD.	.1634216	.2390107	0.68	0.502	-.335146 .6619892
L2D.	.0267799	.1665825	0.16	0.874	-.3207051 .3742649
L3D.	-.1662104	.1626439	-1.02	0.319	-.5054796 .1730588
_trend	-.0006403	.0006358	-1.01	0.326	-.0019665 .0006858
_cons	.0601646	.0368541	1.63	0.118	-.0167117 .1370409

Test Dickey-Fuller avec retards et tendance : Les taux d'escompte

```
. . dfuller T_escompte, lags(3) trend regress
```

Augmented Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 26

Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller			
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value	
Z(t)	-3.162	-4.371	-3.596	-3.238

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0923

D.T_escompte	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
T_escompte					
L1.	-.8700504	.2751989	-3.16	0.005	-1.444105 -.2959956
LD.	.4674773	.2497819	1.87	0.076	-.0535586 .9885131
L2D.	.1251208	.1939774	0.65	0.526	-.279509 .5297506
L3D.	.0760482	.1823704	0.42	0.681	-.3043698 .4564661
_trend	-.0029938	.001099	-2.72	0.013	-.0052861 -.0007014
_cons	.0979649	.0350618	2.79	0.011	.0248272 .1711026

Tableau 7 : Test de stationnarité Dickey-Fuller standard

Test Dickey-Fuller standard : le log du taux d'endettement

```
. dfuller log_Taux_end
```

Dickey-Fuller test for unit root		Number of obs = 29		
Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller			
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value	
Z(t)	0.693	-3.723	-2.989	-2.625

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.9897

Test Dickey-Fuller standard : le log du crédit à la consommation

```
. . dfuller log_Credit
```

Dickey-Fuller test for unit root		Number of obs = 29		
Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller			
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value	
Z(t)	1.136	-3.723	-2.989	-2.625

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.9955

Test Dickey-Fuller standard : le log du revenu

```
. . dfuller log_Rev
```

Dickey-Fuller test for unit root		Number of obs = 29		
Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller			
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value	
Z(t)	1.045	-3.723	-2.989	-2.625

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.9947

Test Dickey-Fuller standard : le log du prix des résidences

```
. . dfuller log_Prix_res
```

Dickey-Fuller test for unit root		Number of obs = 29		
Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller			
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value	
Z(t)	1.202	-3.723	-2.989	-2.625

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.9960

Test Dickey-Fuller standard : le log de l'indice des prix des logements au Québec

```
. . dfuller log_Ind_res
```

Dickey-Fuller test for unit root		Number of obs = 29		
Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller			
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value	
Z(t)	-1.401	-3.723	-2.989	-2.625

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.5818

Test Dickey-Fuller standard : le log de l'indice S&P

```
. . dfuller log_Ind_SP
```

Dickey-Fuller test for unit root		Number of obs = 29		
Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller			
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value	
Z(t)	-0.741	-3.723	-2.989	-2.625

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.8360

Test Dickey-Fuller standard : les résidus

```
. . dfuller res1
```

Dickey-Fuller test for unit root		Number of obs = 29		
Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller			
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value	
Z(t)	-3.869	-3.723	-2.989	-2.625

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = **0.0023**

Test Dickey-Fuller standard : l'indice de confiance des consommateurs

```
. . dfuller Ind_conf
```

Dickey-Fuller test for unit root		Number of obs = 29		
Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller			
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value	
Z(t)	-2.605	-3.723	-2.989	-2.625

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = **0.0920**

Test Dickey-Fuller standard : le taux d'intérêt

```
. dfuller Taux_pret
```

Dickey-Fuller test for unit root		Number of obs = 29		
Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller			
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value	
Z(t)	-3.184	-3.723	-2.989	-2.625

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = **0.0209**

Test Dickey-Fuller standard : le taux d'escompte

```
. dfuller T_escompte
```

Dickey-Fuller test for unit root		Number of obs = 29		
Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller			10% Critical Value
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value	
Z(t)	-2.655	-3.723	-2.989	-2.625

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0821

Tableau 8 : Estimations à long terme (1981 à 2010)

Régression à long terme (Première définition de la richesse immobilière : prix moyen des résidences neuves, usagées et des condos)

. *Régression à long terme*						
. . regress log_Taux_end log_Rev log_Prix_res log_Ind_SP						
Source	SS	df	MS	Number of obs = 30		
Model	2.24347385	3	.747824618	F(3, 26) =	814.16	
Residual	.02388162	26	.000918524	Prob > F =	0.0000	
Total	2.26735547	29	.078184671	R-squared =	0.9895	
				Adj R-squared =	0.9883	
				Root MSE =	.03031	
log_Taux_end	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
log_Rev	1.039786	.2012395	5.17	0.000	.6261326	1.45344
log_Prix_res	.1879452	.0646677	2.91	0.007	.0550188	.3208716
log_Ind_SP	.1407088	.0360969	3.90	0.001	.0665106	.214907
_cons	-12.5717	1.54824	-8.12	0.000	-15.75415	-9.389245

Régression à long terme (Deuxième définition de la richesse immobilière : indice des prix des logements neufs)

. . regress log_Taux_end log_Rev log_Ind_res log_Ind_SP						
Source	SS	df	MS	Number of obs = 30		
Model	2.24488867	3	.748296224	F(3, 26) =	865.98	
Residual	.022466801	26	.000864108	Prob > F =	0.0000	
Total	2.26735547	29	.078184671	R-squared =	0.9901	
				Adj R-squared =	0.9889	
				Root MSE =	.0294	
log_Taux_end	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
log_Rev	1.011101	.1924056	5.26	0.000	.6156051	1.406596
log_Ind_res	.249595	.0766049	3.26	0.003	.0921314	.4070585
log_Ind_SP	.0866136	.0303097	2.86	0.008	.0243111	.1489161
_cons	-10.60373	1.876267	-5.65	0.000	-14.46046	-6.747012

Tableau 9 : Estimations à court terme (1981 à 2010)

Régression à court terme avec le *taux des prêts à la consommation* et la première définition de la richesse immobilière : *prix moyen des résidences neuves, usagées et des condos*

```
. regress log_Taux_end1 log_Rev1 log_Prix_res1 log_Ind_SP1 Taux_pret Ind_conf1 res1retar
> rd
```

Source	SS	df	MS	Number of obs = 29		
Model	.027886365	6	.004647728	F(6, 22) =	6.87	
Residual	.014881288	22	.000676422	Prob > F =	0.0003	
Total	.042767653	28	.001527416	R-squared =	0.6520	
				Adj R-squared =	0.5571	
				Root MSE =	.02601	

log_Taux_end1	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
log_Rev1	.2211113	.3455781	0.64	0.529	-.4955739	.9377964
log_Prix_res1	.2546734	.1403707	1.81	0.083	-.0364375	.5457843
log_Ind_SP1	.1195797	.0374903	3.19	0.004	.0418295	.1973299
Taux_pret	-.2269863	.2494218	-0.91	0.373	-.7442555	.2902829
Ind_conf1	-.0001634	.0004283	-0.38	0.706	-.0010516	.0007247
res1retard	-.5354781	.1964575	-2.73	0.012	-.942906	-.1280502
_cons	.039976	.0293515	1.36	0.187	-.0208953	.1008473

Régression à court terme avec le *taux des prêts à la consommation* et la deuxième définition de la richesse immobilière : *indice de prix des logements neufs*

```
. regress log_Taux_end1 log_Rev1 log_Ind_res1 log_Ind_SP1 Taux_pret Ind_conf1 res1retar
> d
```

Source	SS	df	MS	Number of obs = 29		
Model	.027538118	6	.004589686	F(6, 22) =	6.63	
Residual	.015229534	22	.000692252	Prob > F =	0.0004	
Total	.042767653	28	.001527416	R-squared =	0.6439	
				Adj R-squared =	0.5468	
				Root MSE =	.02631	

log_Taux_end1	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
log_Rev1	.3883803	.3028755	1.28	0.213	-.2397451	1.016506
log_Ind_res1	.3316818	.2013589	1.65	0.114	-.085911	.7492745
log_Ind_SP1	.1296254	.038084	3.40	0.003	.0506441	.2086067
Taux_pret	-.6353016	.2472526	-2.57	0.017	-1.148072	-.1225311
Ind_conf1	7.15e-06	.0004079	0.02	0.986	-.0008388	.0008531
res1retard	-.5640391	.1948299	-2.90	0.008	-.9680915	-.1599867
_cons	.0753944	.0275123	2.74	0.012	.0183374	.1324515

Régression à court terme avec le **taux d'escompte** et la première définition de la richesse immobilière : **prix moyen des résidences neuves, usagées et des condos**

. regress log_Taux_end1 log_Rev1 log_Prix_res1 log_Ind_SP1 T_escompte Ind_conf1 res1retard						
Source	SS	df	MS	Number of obs = 29		
Model	.027734147	6	.004622358	F(6, 22) = 6.76		
Residual	.015033506	22	.000683341	Prob > F = 0.0004		
Total	.042767653	28	.001527416	R-squared = 0.6485		
				Adj R-squared = 0.5526		
				Root MSE = .02614		
log_Taux_end1	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
log_Rev1	.2236054	.3508354	0.64	0.530	-.5039827	.9511935
log_Prix_res1	.260864	.1430301	1.82	0.082	-.0357622	.5574902
log_Ind_SP1	.123708	.0376962	3.28	0.003	.0455309	.2018851
T_escompte	-.1305567	.1689641	-0.77	0.448	-.4809668	.2198533
Ind_conf1	-.0001484	.0004315	-0.34	0.734	-.0010433	.0007465
res1retard	-.5295698	.197801	-2.68	0.014	-.939784	-.1193556
_cons	.0219194	.0122976	1.78	0.088	-.0035844	.0474231

Régression à court terme avec le **taux des prêts à la consommation** et la deuxième définition de la richesse immobilière : **indice de prix des logements neufs**

. regress log_Taux_end1 log_Rev1 log_Ind_res1 log_Ind_SP1 T_escompte Ind_conf1 res1retard						
Source	SS	df	MS	Number of obs = 29		
Model	.026570599	6	.004428433	F(6, 22) = 6.02		
Residual	.016197054	22	.00073623	Prob > F = 0.0008		
Total	.042767653	28	.001527416	R-squared = 0.6213		
				Adj R-squared = 0.5180		
				Root MSE = .02713		
log_Taux_end1	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
log_Rev1	.484978	.3030392	1.60	0.124	-.1434869	1.113443
log_Ind_res1	.2406661	.1960448	1.23	0.233	-.1659059	.647238
log_Ind_SP1	.1389648	.0393136	3.53	0.002	.0574334	.2204961
T_escompte	-.3540338	.1600421	-2.21	0.038	-.6859408	-.0221268
Ind_conf1	.0000953	.0004147	0.23	0.820	-.0007647	.0009552
res1retard	-.5906351	.2001991	-2.95	0.007	-1.005823	-.1754476
_cons	.0267421	.0122073	2.19	0.039	.0014257	.0520584

Tableau 10 : Régression entre l'indice des prix des logements neufs

Régression entre l'indice des prix des logements neufs au Québec et à Montréal

. regress Ind_res Ind_res_mtl						
Source	SS	df	MS			
Model	12614.2025	1	12614.2025	Number of obs =	30	
Residual	3.06547794	28	.109481355	F(1, 28) =	.	
Total	12617.268	29	435.078207	Prob > F =	0.0000	
				R-squared =	0.9998	
				Adj R-squared =	0.9997	
				Root MSE =	.33088	
Ind_res	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
Ind_res_mtl	1.002348	.002953	339.44	0.000	.9962986	1.008396
_cons	.1248455	.2123327	0.59	0.561	-.3100983	.5597892